

له مصطفى حسين باهي له محمود عبد الثقام عقال د. حسني محمد عز الدين



التحليل العاملي

النظرية - التطبيق

دكتور

محمود عبدالفتاح عنان أستاذ علم نفس الرياضـــة بكلية التربية الرياضية

جامعة حلوان

دكتور

مصطفی حسین باهی استاذ علم نفس الریاضیة بکلیة التربیة الریاضیة جامعة النیا

دكتور

حسنى محمد عز الدين أستاذ الإحصاء التطبيقى بكلية التربية الرياضية جامعة حلوان

> الطبعة الأولى ٢٠٠٢م

مركز الكتاب للنشر

حقوق الطبع محفوظة للناشر

لأيُسمِح بتصوير أو طبع أو اقتباس أى جزء من هذا الكتاب إلا بإذن كتابى من المؤلفين

الطبعة الأولى ٢٠٠٢م



مصر الجديدة: ٢١ شمارع الخليفية المأمون - القاهرة تليفون: ٢٩٠٨٢٠٠ - ٢٩٠٠٢٠ - فاكسن: ٢٩٠٠٢٥٠

مدينة نصر: ٧١ شارع ابن التقيس- المنطقة السادسة - ت: ٢٧٢٣٩٨

http://www.top25books.net/bookcp.asp E-mail:bookcp@menanet.net



مار شکر ونفریر

الحمد لله الذي هدانا لهذا وما كنا نهتدي لولا أن هدانا الله.

﴿ قَالُوا سُبْحَانَكَ لا عِلْمَ لَنَا إِلَّا مَا عَلَّمْتَنَا إِنَّكَ أَنتَ الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ ﴾

[البقرة: ٣٢]

يتقدم المؤلفون بالشكر لله سبحانه وتعالى على ما أمدهم به من علم وصبر لإتمام هذا الكتاب.

كما يتقدمون بالشكر والعرفان لكل من ساهم في إتمام هذا العمل العلمي سواء بطريقة مباشرة أو بطريقة غير مباشرة، ولكل من ساهم بالمشورة الصادقة الفعالة حتى تم إنجازه بهذه الصورة فلهم خير جزاء وهم(٥):

 د. أمينة شلبي، د. جابر عبدالحميد جابر، د. رمزية الغريب، د. سعد عبدالرحمن، د. صفوت فـرج، د. عبدالعزيز القوصي، د. عماد سلطان، د.فتحي الزيات، د. فؤاد أبو حطب، د. فؤاد البهي.

د.مصطفی باهسی د.مصمسود عنسان د.حسنی عزالدین

 ^(*) تم كتابة الأسماء طبقا للترتيب الهجائي.

المقحمة

الحمد لله والصلاة والسلام على سيدنا محمد، وعلى آله وصحبه وسلم. **(إلال**)

يعتمد التقدم والتطور الآن على البحث العلمى فى شتى مجالات الحياة الذى يركز فى العديد من مجالاته على الطرق الإحصائية حتى يمكن التحليل والتفسير والوصول إلى نتاثج واضحة ومخددة.

وهناك العديد من الدول فى العالم قد أعدت برامج فعالة لمحاربة الأمية التى تؤثر بالسالب على الكثير من مناحى الحياة، ولقد استطاعت هذه الدول أن تنفذ تلك البرامج بنجاح فى حين أن دول أخرى تعتبر الأمية هى عدم المعرفة بكيفية استخدام الحاسب الآلى.

وقد تمكن الحاسب الآلى من اقتحام جميع المجالات بدون استثناء، ومن هذه المجالات استخدام الإحصاء في البحوث والدراسات والتحليلات المختلفة سواء السهل منها أو المعقد.

وقد حاولنا فى هذا الكتاب تقديم جهد متواضع للباحثين والدارسين فى مجال العلوم التربوية والنفسية والإجتماعية والطبية والرياضية يمكنهم بأذن الله سبحانه وتعالى من استخدام الحاسب الآلى فى التحليل العاملى كأسلوب الحصائى مقد، هذا الأسلوب الإحصائى الذى يصعب إجراؤه يدويا باستخدام الآلات الحاسبة البدائية. بل ويعتبر من المستحيل استخدام التحليل العاملى بدون الاستعانة بالحاسب الآلى وعن طريق برامج خاصة به.

ومن خلال هذا الكتاب استعرضنا ما يلى:

مفهوم التحليل العاملي، ويعض النظريات التي تفسره، وأنواع العوامل المختلفة، وطرقه، والعينة المستخدمة فيه، ويعض الاختبارات التي تفسره، ومصفوفة الارتباط، والثبات، ومصفوفة البواقي، وتدوير المحاور، والدرجة العاملية.

كما حاولنا قدر الإمكان إظهار الأفكار الإحصائية الأساسية للتحليل العاملى دون الخوض في ذكر البراهين الرياضية المعقدة، وذلك لأن الهدف هو الاستفادة من هذا الأسلوب في مجال البحوث العلمية وكيفية استخلاص النتائج وتفسيرها، وذلك مراعاة للتباين في مستوى المستفيدين من استخدام التحليل العاملي في بحوثهم.

ثم أوردنا كذلك بعض الأمثلة التطبيقية من البداية حتى النهاية مع إعطاء أمثلة من الجداول التي توضع في التقرير النهائي للبحث.

كما أن هذا الكتاب يحتوى على قاموس خاص بالمصطلحات الإحصائية والذى يساعد الباحثين فى ترجمة مخرجات البرامج الإحصائية المستخدمة فى التحليل.

وفى الختام نشكر جميع الخبراء والأساتذة والزملاء الذين لم يبخلوا بالنصيحة لنا حتى خرج هذا الكتاب بهذه الصورة التى نضعها أمام طلاب العلم، والذى نعتبره جهدا متواضعاً نرجو من الله العلى القدير أن يجعله فى عداد العلم المنتفع به . وأن ينفع طلاب العلم والزملاء والقراء. والله من وراء القصد.

د.مصطفیباهی د.محمودعنان د.حسنیعزالدین

محتويات الكتاب

الصفحة	المسوض
٥	شكر وتقدير
٧	مقلمةمقلمة
4	المحتويات
11	التحليل العاملي
11	مدخل مدخل
17	مفهوم التحليل العاملي
11	بعض النظريات التي تفسر التحليل العاملي
٧.	أنواع العوامل في التحليل العاملي
٧.	مفاهيم عاملية
71	طرق التحليل العاملي
YV	تدوير العوامل
۳٠	محكات تدوير العوامل
114	العينة المستخدمة في التحليل العاملي
40	اختيار أو بناء الاختيارات
44	المصفوفة الارتباطية
£Y	الثيات
££ ·	القيم المقدرة للعوامل
ŧŧ	تفسير العوامل
£7	التحليل العاملي تطبيقياً
(Â)	ر التحليل العاملي من الدرجة الثانية والدرجات العليا
1.4	التحليل العاملي المعكوس
1-1	من عامة في التحليل العاملي

تابع محتويات الكتاب

الصفحة	. المسوف وع
118	التحليل العاملي مقابل التحليل العنقودي والتحليل المتعدد
110	العوامل التي تميز المتغيرات مقابل العوامل التي تشكل المتغيرات
114	- التحليل العاملي بين الطريقة والمنهج
114	. المفاهيم والمبادئ الرئيسية للتحليل العاملي
177	· تحليل وتركيب المصفوفة
177	عدد العوامل والمتغيرات
144	تدوير المحاور
177	تحليل العنصر الرئيسي
	القوانين القائمة على أساس الجــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
117	العوامل
18.	مقارنة بين تحليلين عاملين
181	مقارنة التحليلات العاملية في مجموعتين
	مقارنة التحليلات العاملية لمجموعتين من المتغيرات في جماعة
188	واحلة
122	التحليل العاملي وتحليل المكونات
127	الدرجة العاملية
184	بعض الأسئلة الهامة في التحليل العاملي
101	قاموس المصطلحات الإحصائية
141	المصادر

التحليل العاملي

مدخل:

يمر المجتمع الآن بثورة تكنولوجية في جميع جوانب العلوم التربوية، النفسية، الاجتماعية، الرياضية، الطبية ويجب علينا حيال ذلك أن نساير هذا التقدم السريع في البحث والمعرفة.

وقد تطور التحليل العاملى وتطور استخدامه تطوراً سريعاً منذ أن توصل إليه تشارلس سيبرمان C. Spearman وخاصة بعد أن تعددت المتغيرات وتداخلت فيما بينها، فكان لزاما علينا أن نبحث عن طريقة جديدة يمكن عن طريقها إخضاع هذه المتغيرات لوسيلة تجمعها في مجموعات فتسهل على الباحث الدراسة والبحث وكذلك تفسر التائج التى توصل إليها تفسيراً منطقياً لنظرية محددة ومعروفة.

كما أصبح التحليل العاملي يحتل مكانة هامة في مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية، حيث أن هذه العلوم تخضع لكثير من المتغيرات المتداخلة التي يكون بينها مجموعة من الارتباطات السلبية أو الإيجابية في حين أنه في بعض الأحيان لا توجد ارتباطات مطلقاً.

والتحليل العاملي من الأساليب الإحصائية صعبة التنفيذ يدوياً أو بالألات الحاسبة الصغيرة، ولذا لاقى صعوبة فى استخدامه فى البداية بل كان من المستحيل القيام به. ولكن مع التطور الهائل فى الحاسبات الإلكترونية الآن أدى ذلك إلى زيادة الاهتمام به واستخدامه فى مجالات العلوم المختلفة كما أدت التطورات الحديثة إلى حل التناقضات التى نشأت فى بداية الأمر. عند استخدام هذا النوع من التحليل.

والتحليل العاملي أسلوب إحصائي يساعد الباحث على دراسة المتغيرات المختلفة بقصد إرجاعها إلى أهم العوامل التي أثرت فيها، فالمعروف أن أى ظاهرة من الظواهر تنتج عادة من عدة عوامل كثيرة وتعتبر الظاهرة محصلة لها جميعا.

والتقدير الكمى للسمات الإنسانية والظواهر المادية، وكذلك بناء الاختبارات لقياس القدرات والخصائص التي تمثل تلك السمات والظواهر إنما يتطلب ابتكار الطرق الإحصائية المناسبة لكم البيانات المتمثلة في الأرقام، ولعل ذلك يتطلب نوع من الإبداع والتفكير الناقد والشك العلمي الحذر.

فالاختبارات والمقايس إنما تمثل أدوات للقياس ولكنها بمفردها لا تحسم طورا نظريا، وكذا فهي لا تحمل حلولا لتلك المشكلات النفسية والاجتماعية أو الطبية أو الرياضة وإنما يتأتى ذلك بواسطة خبراء في مجال التحليل الإحصائي والذين يحاولون توفير البيانات الأساسية وتحليلها بطريقة منطقية أو موضوعية قابلة للقياس تمهيدا لصناعة القرار في مجال معين، وتبدو إسهاماتهم أكثر خطورة لدى المخططين والمتفذين ليرامج البحوث الأساسية والتطبيقية وبما ينبئ في الإسهام ودعم اتخاذ القرار.

وإذا أمكن القول بأن التطور العلمى من فروع المعرفة إنما يقاس بتطور مناهجه ووسائله وطرق قياسه . . فإن العلم بمعناه العام هو رد الكثرة من الوقائع المتشابهة إلى وحدة المبدأ أو القانون، ولا تقف صياغة القوانين والنظريات عند حد تفسير نتائج التجارب أو التطبيقات ولكنها تذهب إلى حد التنبؤ Prediction.

ولعل فلسفة التحليل العاملي Factor Analysis إنما تتأسس على الإيجاز العلمى الدقيق وذلك من خلال الكشف والتحديد الدقيق للعوامل المشتركة والتى تؤثر فى ظاهرة ما وذلك عن طريق تحليلها وتلخيصها بطريقة رياضية منطقية.

وتشير المعاجم إلى أصل كلمة عامل على النحو التالى:

عامل اصفة وفعل ا

يحلل إلى عوامل افعل على Pactor

يحلل إلى عوامل افعل عوامل العالم عوامل العا

Factorial	عامل اكصفة واسما
General Factor	العامل العام
Specific al Factor	العامل الخاص
Group Factor	العامل الطائفي
Two Factoe Theary	نظرية العاملين
Multiple Factor Analysis	نظرية العوامل المتعددة
Second Sorder Factor	عامل الدرجة الثانية

ويشير فؤاد البهى (١٩٧٨) إلى مفهوم العامل بأنه يلخص الارتباطات القائمة بين الظواهر للمختلفة، وتفسر القدرة هذا العامل فى ميدان النشاط العقلى المعرفى، كما تفسر السمة ذلك العامل فى النواحي المزاجية للشخصية، فالعامل بهذا المعنى هو الصور الإحصائية الرياضية للقدرات وغيرها من النواحى التطبيقية الأخرى. أما القدرات فهى إحدى التفسيرات النفسية للعوامل.

ويمكن القول بان التحليل العاملي نشأ في كنف علم النفس حيث كانت البدايات الأولى على يد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Thorndike وبيرسون Pearson وهوتلنج Hotteling وطومسون Tomson وجيلفورد Gullford وجالستون Galton وهولزنجر K. J. Holzinget وبيرت C. Bart وييرت الد. Thurstone والمحلية في شتى فروع المعرفة.

ويرجع الفضل فى ذلك إلى سبيرمان C. Spearman والذي مام ١٨٦٣ والذي طور أفكاره وأضاف أبعاد جديدة للمفهوم ظهرت فى دراساته التى نشرها عام ١٩٠٤ وأعلن فيها نتائج دراساته للذكاء والتى تعد البداية الحقيقية العلمية للتحليل العاملي.

وقد بدأت فكرة سيبرمان Spearman بتحديد العامل على أنه السبب المباشر لوجود الارتباط الموجب القائم بين أى ظاهرتين ولتكن «أ، ب» ويشير إلى أن العامل المشترك «41» هو الذى يؤثر إيجابيا فى الظاهرتين وإذا ما تلاشى العامل (41) فقدت الظاهرتين الارتباط سنهما.

فإذا افترضنا أن ر ب أ = Λ , ، ر أ. H = λ , ، ر ب. Y = Y و فإن تثبيت أثر Y يردى إلى معادلة الارتباط الجزئي التالية.

$$(1. \psi. H \times (\psi. H \times (\psi. H \times (\psi. H \times (\psi. H \times H)^T)])^T = H \times (\psi. H \times H)^T = H \times (\psi. H \times H$$

. ر أب . H = صفر

وذلك لأن بسط هذه المعادلة يساوى صفر، ويذلك يتلاشى الارتباط القائم بين الظاهرة أ، ب عند عزل أثر الظاهرة H أى أن H هو العامل الذى أدى إلى ظهور ذلك الارتباط.

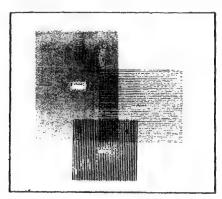
كما تستند فلسفة التحليل العاملي في تحليل الظواهر أو القدرات المركبة عن طريق تحليل الارتباطات بين المتغيرات «أو درجات الاختبارات» بغرض استخلاص أقل عدد ممكن من العوامل التي تعبر عن أكبر قدر من التباين بين المتغيرات.

ويعد التحليل العاملى منهج تحليلى واستقرائى حيث يبدأ في الملاحظات العلمية أو تطبيق الاختبارات ويصل إلى الاستخلاصات أو الاستتاجات في شكل مفاهيم رئيسية تربطها فكرة واحدة أو قانون واحد. . فهو بذلك منهج استقرائى . . تحليلى أيضاً؛ حيث يقوم على تحليل الارتباطات بين درجات الاختبارات من أجل

التوصل للعامل المشترك الذى يرتبط بين هذه الاختبارات والذى أوضحه سبيرمان في المثال السابق ونؤكده في هذا المثال لفهم منطق عملية التحليل.

نفترض أن أحد الباحثين قام بتطبيق ثلاثة اختبارات على مجموعة كبيرة من الأفراد (رياضيين مثلا) ومن خلال دراسة معاملات الارتباط نتج لدينا الارتباطات التالمة:

ر . أ / ب، ر أ / جـ، ر . ب/جـ، وجاءت جميعها موجبة، ولكن معامل الارتباط بين أ / جـ أقل من المعاملين الآخرين فكيف إذن يمكن تفسير ذلك.



العلاقة بين الاختبارات الثلاثة كما توضحها معاملات الارتباط وفق نظرية التحليل العاملي

وعادة ما نفترض أن هناك تداخل بين القدرات التى تقيسها الاختبارات الثلاثة وأن معاملات الارتباط توضح مدى هذا التداخل . والمساحات المظللة فى الشكل(١) تشير إلى ذلك، فالقدرات التى تمثلها هذه المساحات هى القدرات التى تؤثر على آراء الفرد فى أكثر من اختبار واحد . وهى القدرات التى تشكل مكمن

القضية للقائم بالتحليل العاملى . . ولعل القضية هنا أبسط بكثير من حقيقة الأمر فقد يلجأ أحد الباحثين إلى استخدام عشرات الاختبارات مما يزيد الأمر تعقيدا فى الحساب والتحليل والتفسير فعندما يستخدم الباحث (٣٠) اختباراً فإن الناتج سوف يكون ٤٣٥ معامل ارتباط من خلال المعادلة التالية:

(عدد المتغيرات × عدد المتغيرات - ١)

ويتحليل أى من هذه الاختبارات يجمعها عامل عام، وتأتى الخطوة التالية ونسميها العامل بناءً على تحليله لعملية التفكير أو خلفية الخبرة أو المهارة الحناصة التي تبدو مشتركة بين الاختبارات المتداخلة والتي تحدد هذا العامل.

ومع بداية التحليل العاملي واتساع استخدامه في علم النفس على وجه الخصوص تبادر إلى الأذهان أن التحليل العاملي لا يمكن استخدامه إلا في مجال علم النفس لدرجة أن البعض فهم خطأ على أنه نظرية من نظريات علم النفس، نظرا لاستعانة علماء النفس به وذلك لتحليل النشاط العقلي المعرفي إلى قدراته الأولية، ولكن يعتبر التحليل العاملي نموذجا رياضيا مناسبا لتقسيم الكثير من الإرتباط بين المتغيرات المختلفة في شتى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية.

وهناك العديد من المراجع العلمية التى تناولت التحليل العاملى، وفي هذا الكتاب سوف نقدم للباحثين والدارسين وطلاب البحث العلمى والمهتمين بعلم الإحصاء بصفة عامة ومجال التحليل العاملى بصفة خاصة الطرق والأساليب التي يكن عن طريقها الوصول إلى أفضل نتاتج التحليل العاملى مع تقديم الأمثلة العملية حتى يمكن الاستفادة من هذا الأسلوب وخاصة بعد أن زاد انتشاره بالتطور الهائل في مجالات الحاسب العلمي.

ولا يفتنا في هذا المقام إلا أن نقدم الشكر للَّه سبحانه وتعالى أولا ثم الزملاء الذين أثاروا الدافعية لدينا لننجز هذا العمل، واللَّه الموفق.

مفهوم التحليل العاملي :

يعتبر التحليل العاملي من أكثر التصميمات التي يتكرر استخدامها في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية ذات المتغيرات المتعددة، وغالبا ما يقوم الباحثون بقياس عدد كبير من المتغيرات في المشروع البحثي الواحد. وفي هذه الحالة يصبح تحليل البيانات وتفسيرها أمراً عسيراً وغير عملي على الإطلاق.

أما التحليل العاملى فيكون مفيدا بالنسبة للباحث لأنه يوفر أساسا تجريبيا لإقلال المتغيرات العديدة إلى عدد ضئيل من العوامل، وعندئذ تصبح العوامل عبارة عن بيانات طبعة يسهل تحليلها وتفسيرها.

ويؤدى التحليل العاملي وظيفة الإقلال من البيانات عن طريق تجميع المتغيرات التي توجد بينها وبين بعضها علاقات ارتباطية مرتفعة أو متوسطة.

ويذكر فؤاد أبو حطب (١٩٨٣) ان التجليل العاملي Fator Analysis له مكانة خاصة في ميدان التنظير السيكولوجي للقدرات العقلية باعتبارها تتنمى إلى الفئة العامة لمفهوم «السمات» فإذا كانت السمة ومنها القدرة تستتج من فئة من أساليب الآداء ارتباطا الأداء ترتبط فيما بينها ارتباطا عالياً وترتبط بغيرها من أساليب الآداء ارتباطا منخفضا، فإن ذلك يتطلب ضرورة البحث عن منهج تصنيفي يحدد في جوهره هذه «الفئات» التي تستتج منها السمات أو القدرات، ولذا يعد التحليل العاملي الابتكار الإحصائي التاريخي الذي حقق هذا المطلب.

والتحليل العاملى طريقة إحصائية يستعين بها الباحث على دراسة الظواهر المعقدة المختلفة بقصد إرجاعها إلى أهم العوامل التى أثرت فيها . . فالمعروف أن أى ظاهرة من الظواهر تتبج عادة من جملة عوامل وقوى كثيرة جدا وتعتبر الظاهرة محصلة لها جميعا، وهناك عدة وسائل يمكن بها أن تبوب هذه العوامل وتلك القوى في مجموعات متجانسة لتحصل على عدد محدود من العوامل الرئيسية التي يمكن أن نرجم إليها تلك الظاهرة.

ويشير عبدالعزيز القوصى وآخرون إلى أن التحليل العاملى من الطرق الإحصائية الأكثر موضوعية وأكثر اقتصادا فى الجهد والتى يمكن بها إرجاع بعض الظواهر إلى عدد قليل من العوامل الرئيسية التى تعتبر أهم العوامل كلها فى إحداث هذه الظاهرة.

ويستخلص من ذلك أن التحليل العاملي ليس وقفا على علم النفس أو التربية، ولكنه أسلوب علمي إحصائي من أساليب المداسة التحليلية التي تهدف إلى التقسيم والتبويب والتصنيف لمختلف القوى والمؤثرات الفعالة في ظاهرة معينة.

كما أن الهدف الأساسى من التحليل العاملى هو - إن إمكن تحقيق ذلك - وصف علاقات التغاير بين عدد كبير من المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير العسوائية غير المشاهدة التى تسمى بالعوامل Factors ويعتمد النموذج العاملى الساساً على الفكرة التالية: افترض إمكانية تجميع المتغيرات بناء على معاملات الارتباط بينها، هذا يعنى أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ارتباطا ضعيفاً، ومن الممكن أن نتصور هنا أن كل مجموعة من المتغيرات تمثل عاملا واحدا وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها.

ويمكن التوضيح بالمثال التالى، وهو أن معاملات الارتباط بين درجات كل من الإحصاء، الهندسة، الجبر، الحساب، تعكس تأثير عامل الذكاء، كذلك يمكن أن يظهر تأثير عامل آخر فى مجموعة ثانية مثل المرونة، الرشاقة، السرعة، القوة. وهذه تعكس عامل اللياقة البدنية إذن هذا النوع من البناء هو الذى يبحث عنه أسلوب التحليل العاملي لتأكيده.

لذا يمكن اعتبار التحليل العاملي امتدادا لتحليل المكونات الرئيسية فيمكن النظر إلى كل منهما كمحاولة لتقريب مصفوفة التباينات والتغايرات، ومع ذلك يعتبر التقريب الذي يعتمد على نموذج التحليل العاملي أكثر تعقيداً وأكثر تفصيلاً من التقريب الذي يعتمد على المكونات الرئيسية.

بعض النظريات التي تفسر التحليل العاملي :

- نظرية العاملين لسيرمان Spearman's Tow Factor Theory وهما عامل عام وعامل خاص.
- نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز Holzinger's Bi Factor Theory وهما وجود عامل عام مع عدة عوامل طائفية.
 - نظرية العينات لطو مسون Thomsin's Sampling Theory -
 - نظرية العوامل المتعددة Multople Factor Theory

١ - نظرية العاماين لسبيرمان :

تشير إلى أن سبيرمان لاحظ عندما تناول معاملات ارتباط ناتجة عن تطبيق عدد قليل من الافراد أنه يمكن إعادة حساب معاملات الارتباط باستخدام عامل واحد. وقد وجد أن المعاملات المتبقية قريبة من الصفر مما يمكن إرجاعه إلى الصدفة واستنتج من ذلك أن كل اختبار يتوقف في آدائه على عامل عام يظهر بأوزان مختلفة في كل الاختبارات، وعامل خاص يظهر في كل اختبار فقط، ولا يرتبط بالعامل المعامل ولا بالعوامل الخاصة الاخرى.

٢ - نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز :

تشير إلى أن تلك الاختبارات التى لا يتحقق فيها محك التناسب والتى سماها بالمشتتات، يمكن الإبقاء عليها فى مصفوفة الارتباطات حيث يكون بين بعض الاختبارات عامل مشترك بالإضافة إلى العامل العام الذى لا يشيع بين كل الاختبارات ويهذا أصبح من غير المناسب الأخذ بفكرة العامل العام الوحيد، بل يجب الأخذ بوجود عوامل طائفية وهى عوامل تشيع بين مجموعات الاختبارات دون الأخرى.

٢ - نظرية العينات ،

تشير إلى أن بعض علماء التحليل العاملي يرفض الآخذ بالعوامل العامة كالعامل العام أو بالعوامل الطائفية، على أنها قمثل وحدات نفسية، ومن أشهر هؤلاء العلماء طومسون، وتبعا لنظرية العينات هذه، يمكن اعتبار أن أى اختبار يحتوى على عدد من هذه الوحدات التي افترضها طومسون، بحيث يحتوى بعضها على عدد كبير منها، ويحتوى البعض الآخر على عدد قليل منها، وتتوقف درجة الارتباط بين أى اختبارين على عدد وحدات القدرات التي يشتركون فيها.

٤ - نظرية العوامل المتعددة :

والتى تقوم على أساس ان الارتباطات بين عدد من الاختبارات ترجع إلى وجود عامل أو أكثر، بحيث لا يكون هناك عامل عام تشترك فيه الاختيارات كلها^(ه).

أنواع العوامل في التحليل العاملي :

- العامل العام General وهو العامل الذي يوجد في جميع الاختبارات التي تخضع للتحليل.
- ٢ العامل الطائفى Group وهو العامل الذى يوجد فى بعض الاختبارات التى
 تخضع للتحليل وليس فى كلها.
 - ٣ العامل الخاص Specific وهو العامل الذي يوجد في اختبار واحد فقط.

مفاهيم عاملية :

۱ - التباین Variance ،

يحسن الاعتماد في التحليل العاملي على الدرجات المعيارية Standard وهي تعني توحيد أساس الدرجات على المتغيرات المختلفة بحيث

 ⁽e) تم اختصار هذه النظريات، ولزيد من الإيضاح يمكن مواجعة عماد الدين محمد سلطان – التحليل العاملي · القاهرة – دار المعارف بمصر - ١٩٦٧ .

تصبح وحدة الدرجة الخاصة بالفرد على المتغير واحد صحيح أو درجة أى فرد عبارة عن نسبة من هذا الواحد الصحيح. وهناك تباين الخطأ وهو ذلك الجزء الجديد من التباين والذى يعنى القدر من التباين الذى لا يستخلص في شكل عوامل ويعود تباين الحطأ إلى عدد من الاسباب وهى:

أحظاء القياس: ويقصد بها استخدام الأدوات منخفضة الثبات أو
 استخدام مقاييس غير متجانسة البنود، أو تأثير بعض المتغيرات الأخرى
 فكل هذا يؤثر على نتائج التحليل العاملى.

 -- أخطاء التجربة: والتي تتمثل في عدم الضبط الدقيق للمتغيرات بالبحث.

ج- أخطاء الدقة: والتي تتمثل في عدم إحكام جلسة الاختبار أو طريقة
 تقديم التعليم أو أسلوب تصحيح الاختبارات.

۲ - الشيوع Communality :

قيمة الشيوع هي مجموع إسهامات المتغير في العوامل للختلفة التي أمكن استخلاصها في المصفوفة العاملية – وحيث أن المتغير الواحد يسهم بمقادير مختلفة في كل عامل، وسواء أكانت إسهاماته جوهرية أو كانت غير ذات دلالة، فإن مجموع مربعات هذه الإسهامات أو التشبعات على عوامل المصفوفة هي قيمة شيوع المتغير أو الاشتراكيات.

٣ - العلاقة بين الثبات والشيوع

The Relation Ship Between Communality and Reliability

إن معامل الثبات يعبر عن الحجم الحقيقى لتباين المتغير أى بعد استبعاد تباين الحفظ وأننا ننظر إلى قيم الشيوع للمتغير فى مصفوفة عاملية باعتبارها معامل ثبات لهذا المتغير حيث تمثل قيم الشيوع فى هذه الحالة هذا التباين الحقيقى الذى استخلص معبرا عن تباينات مختلفة يشترك فيها المتغير مع غيره من الجنفيرات طالما بقى تباين الخطأ فى مصفوفة البواقى معبراً بدوره عن الجزء من التباين الكلى الذي لا يشترك فيه الاختبار مع غيره من المتغيرات نتيجة لأخطاء القياس أو أخطاء التجريب.

؛ - الجدرالكاس Eigen Value ؛

هو مجموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة من عوامل المصفوفة، وحيث أن قيم الشيوع للمتغيرات تساوى مجموع مربعات تشبعات المتغيرات على العوامل، وإن الجنر الكامن للعوامل هو مجموع مربعات التشبعات على العامل فسيكون مجموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوى تماماً مجموع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة، بمعنى آخر أن مجموع مربعات الصفوف «أى قيم الشيوع» = مجموع مربعات الأعملة «أى الجذور الكامنة».

٥ - حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملي :

حجم التباين العاملى هو مجموع قيم الشيوع أو مجموع الجذور الكامنة، أما نسبة التباين العاملي للمصفوفة عبارة عن:

مجموع الجذور الكامنة للعوامل × ١٠٠ التباين الارتباطي

والتباين الارتباطى يساوى عدد المتغيرات التى تدخل فى التحليل العاملى والجذر الكامن يعكس مقدار التباين العام عن طريق العدد النسبى من العوامل.

٦-دلالة التشبع على العامل:

تعتمد التتيجة النهائية لتدوير العوامل على البيانات النهائية بعد عملية التدوير سواء المتعامد أو المائل، وتعتمد عملية تفسير العوامل على التشبعات الكبيرة وخاصة التي تزيد قيمتها عن ٥٠ر أو تساويها، في حين أن جميع برامج الإحصاء تشير إلى أن التشبع الذى يمكن الاعتماد عليه هو ٧, فأكبر. فى حين أن الدلالة الإحصائية للتشبع على العامل وفقاً لمحك جليفورد هى ٣ر, على الأقل، بحيث يعد التشبع الذى يبلغ هذه القيمة أو يزيد عنها دالا وفقاً لهذا المحك التحكمي.

ولكن من الأفضل تحديد مستوى الدلالة للتشبعات في ضوء مجك الخطأ المعيارى من خلال حجم العينة المستخدمة في الدراسة العاملية وفي حدود الحقا المعيارى المعتدل لمعامل الارتباط الذي يرتضيه الباحث وعدد المتغيرات التي تم تحليل ارتباطها، وترتيب ظهور العامل في المصفوفة العاملية (*).

 ⁽ه) لمزيد من الإيضاح يمكن الرجوع إلى: صفوت فرج - التحليل العاملي في العلوم السلوكية - القاهرة دار الفكر العربي - ١٩٨٠.

طرق التحليل العاملي()

الطريقة الركزية The Centriod Method لثرستون :

- مميزات الطريقة الركزية:
 - ١ قلة حجم العمل بها.
- ٣ إمكانية المراجعة في كل خطوة من الخطوات الحسابية.
 - ٣ تتميز بسهولة حسابها.
 - ٤ استخلاص عدد قليل من العوامل العامة.
 - عيوب الطريقة الركزية ،
 - ١ استخلاص قدراً محدوداً من التباين الارتباطي.
- ٢ تتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الارتباطية وفق تقديرات غير دقيقة.

: The Diagonal Method الطريقة القطرية

- مميزات الطريقة القطرية ،
 - ١ طريقة بسيطة.
- ٢ يمكن استخدامها مع جدول ارتباطات من أي حجم.
 - ٣ يمكن استخدامها إذا كان عدد المتغيرات قليلاً.
 - ٤ الحصول على نتائج سريعة.
 - عيوب الطريقة القطرية ،
- من الصعوبات التى تحد من استخدام هذه الطريقة أنها تتطلب معرفة سابقة ودقيقة بقيم الشيوع.

 ^(*) راجع عماد الدين محمد سلطان - التحليل العاملي.
 راجع صفوت فرج - التحليل العاملي في العلوم السلوكية.

الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات

Averiod Method

- مميزات الطريقة الركزية باستخدام متوسط الارتباطات:

- ١ التسهيلات في إجراء العمليات الحسابية لاستخلاص العوامل.
 - ٢ تبدو مفيدة إذا كان عدد المتغيرات كبيراً.
- ٣ تكون مفيدة إذا كان حجم العمل اللازم لحساب العوامل يتطلب جهدا.
 - عيوب الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات:
 - ١ لا يتوافر فيها عامل الدقة.
 - ٢ قيم الشيوع في هذه الطريقة أقل منها في الطريقة المركزية.

طريقة الاحتمال الأقصى The Maximum Likelihood Method لولى Lawely

- مميزات طريقة الاحتمال الأقصى:

- ١ استخلاص أكبر قدر عكن من البينات التي تتضمنها مادة البحث.
 - ٢ تؤدى إلى تقديرات دقيقة لتشبع العوامل بدرجة كبيرة.
- ٣ تقدم وسيلة تقوم على اختبار كا التقرير مدى دلالة العوامل التى نستخلصها.

- عبوب طريقة الاحتمال الأقمى:

- ١ تستخلص عدد كبير من العوامل التي قد يصعب تفسيرها.
 - ٢ تحتاج لعدد كبير من أفراد العينة.

طريقة الكونات الأساسية The Principal Components Meythod

- مميزات طريقة الكونات الأساسية:
 - ١ أكثر طرق التحليل العاملي دقة.

- ٢ كل عامل في هذه الطريقة يستخلص أقصى تباين ممكن.
- ٣ تتلخص المصفوفة الارتباطية في أقل عدد من العوامل المتعامدة.
- ليها القدرة على الوصول إلى حل يفتن مع محك أدنى مربعات للمصفوفة الارتباطية.
 - ٥ تؤدى إلى تشبعات دقيقة.

- عيوب الكونات الأساسية:

إحجام بعض الباحثين عن استخدامها لما يتطلب من إجراءات طويلة
 وعمليات حسابية متعددة ومعقدة.

طريقة العوامل المتعددة The Principal Axis Method

- مميزات طريقة العوامل التعددة :

- ١ استخلاص عدد من العوامل في وقت واحد بدلاً من استخلاص عامل في كل مرة.
- ٢ تستخدم هذه الطريقة مع المتغيرات التي نعرف عنها القدر الكافي حتى يمكن تحديدها في مجموعات مستقلة لنحصل على تشبعات عاملية تقترب من تشبعات العوامل المدارة.

- عيوب طريقة العوامل التعددة:

١ – تستغرق وقتاً طويلاً.

٢ - يجب تحديد مجموعات الاختبارات من البداية.

تدوير العوامل Rotation Of Axes

إن التحليل العاملي يهدف إلى استخلاص مجموعة من العوامل، باستخدام أى طريقة من طرق التحليل العاملي المختلفة، وهذه العوامل عبارة عن محاور متعاملة تمثل تشبعات المتغيرات إحداثياتها، وهي تتحدد بطريقة عشوائية، ويختلف هذا التحديد للمحاور من طريقة عاملية الأخرى. لذا من المتطقى أن نقبل هذه العوامل قبل التدوير.

وهنا يتبادر لنا سؤال هام هو الما الفرق بين العوامل قبل التدوير وبعد التدوير ؟؟

للإجابة عن هذا السؤال سوف نوجز الفرق بين استخلاص العوامل قبل التدوير وبعد التدوير .

١ - استخلاص العوامل قبل التدوير:

- -- تحدد العوامل بطريقة عشوائية.
- التحديد العشوائي يختلف من طريقة إلى أخرى «المكونات الأساسية الطريقة القطرية . . إلى غير ذلك».
 - لا يمكن الاطمئنان لقبول العوامل الناتجة من هذا التحليل.
- تُعد التشبعات قبل التدوير مقبولة فقط من وجهة النظر الرياضية البحتة،
 ولا تكون مقبولة سيكولوجيا.
 - يشوبها الكثير من الغموض بهذه الطريقة الأولية في التحليل.
 - هناك صعوبة في تفسير العوامل المستخلصة قبل التدوير.

٢ - استخلاص العوامل بعد التدوير:

- يؤدى تدوير المحاور إلى توسيع أو تضييق المفاهيم.

- يؤدى تدوير المحاور إلى الابتعاد عن العشوائية في تحديد العوامل.
- يساعد على توحيد الصياغة بقدر المستطاع بين النتائج التي نخرج بها من
 هذه الأساليب.
- يساهم فى إعادة توزيع التباين بين العوامل الناتجة مع المحافظة على
 الخصائص التصنيفية التي ينتهى إليها التحليل.
 - تساعد عملية التدوير في تفسير العوامل تفسيراً منطقيا.
 - تدوير محاور العوامل لكي تتفق مع نتائج الدراسات النفسية.
- تدوير المجاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي كشفت عنها التحاليل العاملية
 السابقة.
 - تدوير المحاور لوضعها في مركز تجمع المتغيرات.
- تدوير المحاور للحصول على نمط التشبعات التي تتفق مع التوقعات النفسية
 العامة.
 - ~ تدوير المحاور للحصول على نمط من التشبعات المتشابهة نسبياً.

التدوير المتعامد مقابل التدوير المائل:

۱ - التدوير المتعامد يتميز بما يلى،

- الاستقلال: وهو عدم ارتباط المحاور فيما بينها.
- البساطة : يسهل تناول العوامل المتعامدة بالعمليات الحسابية والرسم البياني.
- السهولة: العمليات الحسابية للمحاور المتعامدة أسهل منها للمحاور المائلة.

٧ - التدوير المائل يتميز بما يلي،

- الترابط: يصلح هذا النوع من التدوير الذي يقوم على الترابط وليس التعامد. ملحوظة: عموماً لا يوجد فرق بين تفسير العوامل التي نستخلصها باستخدام المحاور المتعامدة والتي نستخلصها باستخدام المحاور المائلة. حيث أننا عندما نقوم بتدوير متعامد المصفوفة عاملية فإننا نصل إلى نتيجة واحدة هي مصفوفة العوامل بعد التدوير، وحيث تكون التشبعات على العوامل هي نفسها – أيضاً – الارتباطات بين المتغيرات والعوامل.

ومن أكثر طرق التدوير استخداما هى تدوير كل محورين معاً، وهناك تدوير المحاور المتعامدة فى ثلاثة أبعاد.

بعض طرق التدوير المتعامد Orthogonal Rotation :

الكوارتيماكس Varimax الفارعاكس Warmax ماكسيلان

بعض طرق التدوير الماثل Oblique Rotation ،

 Quartimin
 الكواريمين

 Oblimin
 الإويلمين

 Covarimin
 الكوفارعين

 Promax
 بروماكس

محكات تدوير العوامل

۱ - محك تيكر Tuker's Phi

وتنص على أنه إذا لم يوجد نقص ذى دلالة فى حجم القيم المتبقية من مصفوفة إلى أخرى، فإن العامل الذى استخلص يكون ذا دلالة.

۲ - قاعد همفری Humphery's Rule

تعتمد هذه القاعدة على أساس حجم العينة، وتشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها كافين تماماً لتقرير وجود عامل عام.

۳ - محك كومب Coomb's Ceiterion

يطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التى تحتوى على قيم موجبة أو صفرية، ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة، التى لا تختلف اختلافا واضحا عن الصفر. وبذلك يعتمد هذا الأسلوب على نمط البواقى فى المصفوفة أكثر من اعتماده على حجمها أو دلالاتها حيث يفترض أنه فى حالة وجود عوامل ذات دلالة مرتفعة لم تستخلص بعد وليس مجرد تباين خطأ المصفوفة فعلينا أن لا نتوقع قيم سالبة أكثر فى مصفوفة البواقى بعد العكس مما يتوقع بحكم الصدفة فى مصفوفة ناتجة عن ارتباطات إيجابية.

4 - محك كايزر Kaiser

يعتمد هذا المحك على حجم التباين الذى يعبر عنه العامل، وعلى ذلك فإن هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة، وعلى أن تقبل العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح، وتعد عوامل عامة. وهو محك قد يكون صالحاً ومناسباً لطريقة المكونات الأساسية لهوتلنج على وجه الخصوص.

۵ - محك كاتل Cattell Creiterion

تؤدى خطوات استخلاص العوامل من المصفوفة الارتباطية إلى إنتاج العوامل الاكثر عمومية أولاً فى كل الأساليب العاملية بلا استثناء، ثم تبدأ العوامل الحاصة أو التباين النوعى فى الظهور.

۱- محك مويزز Mosier's Criterion

يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلى للعوامل المتتالية.

۷ - محك بيرت وبانكز Burt and Banks

ويمكن عن طريق هذا المحك تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة عن طريق تحديد الخطأ المعيارى للتشبع الصفرى، وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات هذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعيارى(*).

الحد الأدنى من التغيرات لاستخلاص عدد معين من العوامل :

هناك معادلة لتحديد الحد الأدنى من المتغيرات لاستخلاص عدد معين من العوامل.:

⁼ ۸٫۷ ومع التقريب = ۹

⁽١) بمكن لزيادة فهم هذه للحكات مراجعة : عماد الدين محمد سلطان، وصفوت قرج.

ويمكن ملاحظة أننا نستطيع استخدام نفس للعادلة بصورة أخرى لتقرير عدد العوامل المتوقعة من عدد معين من التغيرات بدأنا به بالفعل كالآتي:

$$3 = \frac{\gamma_1 + t - \sqrt{\lambda_1 + t}}{\gamma}$$

$$3 = \frac{\gamma_1 \times P + t - \sqrt{\lambda \times P + t}}{\gamma}$$

عدد العوامل والمتغيرات التى تقابل كل منها

عدد المتغيرات	عدد العوامل
Ψ.	1 '
٥	. 4
٦	٣
٨	l 8
4	
1.	1
14	/ v
15.	
18	4
10	١.
14	11
1A	17
19	18
٧-	18
71	10
4 <i>1</i> .	17
۲٤	۱۷
70	14
77	19
YY	٧.

العينة المستخدمة في التحليل العاملي

ان اختيار عينة البحث في التحليل العاملي يعادل في الأهمية اختيار العينة في أي بحث آخر سواء تجريبي أو غير ذلك. فيذكر عماد الدين سلطان (١٩٦٧) أن هناك ضوابط معينة يجب الاخذ بها حتى يسهل إظهار التركيب العاملي بالوضوح المرغوب فيه، ويحاول الباحث عامة الحصول على عينة متجانسة بالنسبة للمتغيرات التي لا يريد أن يدخلها كموامل مشتركة، وعليه الحصول على عينة يظهر فيها الفروق الفردية في المتغيرات التي يريد أن يظهر فيها التباينات الأساسية التي يهدف للداستها.

واختيار العينة في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية والرياضية ليس بالشيء البسيط أو السهل نظراً لأن هناك تحفظات كبيرة عند اختيار العينة ، حيث أن التاتج التي يصل إليها الباحث تعمم على للجتمع الذي سحبت منه هذه العينة لذلك يجب ثوخي الدقة والحذر عند اختيار العينة .

والباحث قد يلجأ إلى العينة لأنه لا يستطيع أن يأخذ المجتمع كله لتطبيق البحث عليه.

خطوات اختيار العينة ^(ه):

- ١ تحديد أهداف البحث.
- ٢ تحديد المجتمع الأصلى الذي تختار منه العينة.
 - ٣ إعداد قائمة بالمجتمع الأصلى.
 - ٤ انتقاء عبنة عثلة.
 - ٥ الحصول على عينة مناسبة.

 ⁽ه) لزيد من التفاصيل يرجع إلى: د. منى أحمد الأوهرى - د. مصطفى حسين باهى - أصول البحث
 العلمي في البحوث التربوية والنفسية والإجتماعية والرياضية-القاهرة -مركز الكتاب للنشر - ٢٠٠٠.

وهناك معادلة إحصائية يمكن عن طريقها تحديد عدد أفراد العينة المطلوبة من مجتمع ما حتى تكون مناسبة وهي:

ولذا يجب على الباحث تحديد المجتمع قبل جمع الاختبارات حتى تكون الاختبارات مناسبة للعينة المستخدمة في البحث ويجب ملاحظة مستوى صعوبة الاختبارات، وكذلك مشكلة تجانس العينة.

وبالرغم من أهمية اختيار العينة إلا أنه لا توجد أى من الوسائل أو المعادلات الإحصائية التى يمكن عن طريقها تحديد العينة المناسبة للتحليل العاملي.

ويذكر اعماد سلطان النابط أن الحبرة أوضحت أنه عند استخدام معامل ارتباط بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فرد، ومع هذا فهناك بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فرد وتنسق تشبعات العوامل باستخدام عينة تتكون من ٢٠٠ فرد تقريبا بدرجة لا بأس بها مع تشبعات نفس العوامل ونفس الاختبارات باستخدام عينة من ١٠٠٠ فرد، وعند استخدام معامل الارتباط الرباعي، فإن العينة يحسن ألا تقل عن ٣٠٠ فرد، وللباحث حرية تحديد الحد الأقصى للعينة.

وهناك رأى آخر مؤداة أن تكون العينة ٢٠٠ طبقاً لرأى جيلفورد وسييرمان يشير إلى أن العينة يجب أن تكون ثلاثة أمثال المتغيرات أما عن طومسون يقول أنه يجب أن تكون العينة أكبر من عدد المتغيرات، أما إحصائيا يجب ألا تقل العينة عن ٣٠ فرداً.

اختيار أوبناء الاختبارات

يجب اختيار أو بناء الاختبارات أو المقاييس أو الاستبيانات المناسبة، ويسبق هذا الاختبار تحديد الاختبارات المطلوبة، وبعد الحصول عليها نتأكد من بعض الشروط التي يجب إنجازها فيما يلى:

١ - اختبارات الذكاء - القدرات العقلية:

تتضمن هذه الاختبارات عوامل مثل العامل اللغوى، العامل العددى، العامل الإدراكي إلى غير ذلك.

٢ - الاختبارات البدنية :

تتضمن الجوانب النفسية أو المتغيرات النفسية التي تخضع لنظريات معروفة ومحددة.

٣ - الاختبارات البدنية:

تتضمن الجوانب البدنية الخاصة باللياقة البدنية مثل: القوة - السرعة - المرونة، إلى غير ذلك.

٤ - الاختبارات المهارية:

تتضمن الجوانب المهارية الحاصة بكل نشاط والتى تتناسب مع طبيعة الشىء المقيس.

٥ - الاستبيان - الاستفتاء - استطلاع الرأى:

تتضمن الأسئلة أو العبارات التي تتناسب مع طبيعة البحث والهدف من الإجراء.

خطوات بناء الاختبارات :

١ - تحديد الأهداف العلمية من الاختبار.

- ٢ تحديد الوظائف الفعلية التي يستخدمها الاختيار.
- ٣ تحليل ميدان القياس وتقسيمه إلى عناصره أو مواضعه، والكشف عن عدد أجزاء كل موضوع والأهمية النسبية لكل جزء.
- إن يحدد بوضوح الإطار النظرى للاختبار من خلال التعريف أو التعريفات الاجرائية.
- محديد طبيعة أفراد العينة «السن المهنة المستوى التعليمي . . . إلى غير
 ذلك».
 - ٦ اختيار المفردات المناسبة لمجال القياس.
 - ٧ تحديد شكل الاختبار من حيث اورقة وقلم إسقاطي . . إلى غير ذلك.
 - ٨ الصياغة المناسبة لعبارات الاختبار.
 - ٩ تحديد ميزان التقدير للاختبار.
 - ١٠ الصياغة المناسبة لتعليمات الاختيار.
 - ١١- إعداد الاختبار في صورته النهائية.
 - ١٢- تجربة الاختبار على عينة تمثل المجتمع الذي بني الاختبار من أجله.

بعض أنواع المقاييس الشائعة الاستخدام:

- ١ المقاييس العقلية المعرفية مثل اختبارات التحصيل، القدرات، الاستعدادات.
- ٢ مقاييس الشخصية والنواحى المزاجية مثل: الاستفتاء، المقاييس الإسقاطية،
 المقابلة، المواقف.

أنواع المقاييس بالنسبة للمختبره

- ١ اختبارات فردية.
- ٢ اختبارات جماعية.

أنواع القاييس بالنسبة لطريقة الآداء:

- ١ كتابية، مثل االورقة والقلم، اللفظية، العددية، المكانية.
 - ٢ عملية.

۲ – اختبارات غير موقوتة .
أنواع المفردات (العبارات - الأسئلة) في المقاييس :
١ - احْتبارات إجابة من إجابتين، مثال:
ا حص حا
ب- نم ۲
٢ - احْتبار إجابة واحدة من إجابات متعددة ، مثال:
س: تتميز الدافعية بأنها :
أ – حرمان الكائن الحي من الحاجات الفسيولوچية تزيد من شدة
الدافع .
ب- مرحلة تحقيق الإشباع كأن يأكل الحيوان الجائع أو يصل الفرد لحل
مشكلة.
جـ- توجه السلوك نحو تحقيق الهدف.
٣ التكملة:مثال:
تعرف الدافعية بأنها

أنواع المقاييس بالنسبة للزمن ،

١ - اختبارات موقوتة.



(۱)

١ - التعليم بالاقتران الشرطى ١ - الاستجابة تلقائية

٧ - ينتظر المتعلم حتى ظهور الثير ٢ - المتعلم سلبي

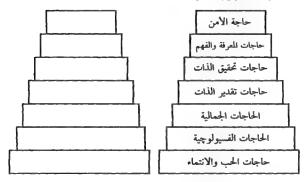
٣ - القط يتوصل إلى مهارة حركية جديدة ٣ - بافلوف

٤ - تنتج من الشخص الذي يصدر عنه استجابات ٤ - الاستجابة جديدة.

٥ - الاستجابة الحرة : مثال:

س : اذكر كيف يمكن الاستفادة من نظريات التعلم في مجال الرياضة؟

٦ - إعادة الترتيب، مثال:



المصفوفة الارتباطية

يؤدى التحليل العاملى وظيفة الإقلال من البيانات عن طريق تجميع المتغيرات التى توجد بينها وبين بعضها علاقات ارتباط مرتفعة أو متوسطة. والخطوة الأولى فى التحليل العاملى هى حساب مصفوفة الارتباط.

تعريف المصفوفة ،

هى ترتيب الأرقام فى جدول بغض النظر عما تمثله هذه الارقام، ويمكن اعتبار جدول معاملات الارتباط بمثابة مصفوفة.

ويعتبر معامل الارتباط مقياس إحصائى يوضح العلاقة بين متغيرين أو أكثر، ويعتبر معامل الارتباط وكيف يرتبط التغير فى المقياس الأول بالتغير فى المقياس الثانى. ويصل هذا الارتباط إلى أقصاه حين يتناسب التغير «التباين» فى المقياس الأول تناسباً تاماً مع التباين فى المقياس الثانى، وفى هذه الحالة يصبح الارتباط مساوياً للواحد الصحيح (+۱). وعندما يصبح التناسب عكسيا تماماً تنعكس الإشارة الجبرية لمعامل الارتباط فيصبح (-۱).

بعض أنواع المصفوفات الشائعة :

Square Matrix	١ – المصفوفة المربعة
Symmetric Matrix	٢ – المصفوفة المتماثلة
Diagonal Matrix	٣ – المصفوفة القطرية
Identity Matrix	٤ – المصفوفة المتطابقة (الوحدة)
Inverse Matrix	٥ – المصفوفة المقلوبة
Null Matrix	٦ - المصفوفة الصفرية
Vector Matrix	٧ مصفوفة المتحه

وليس المقام هنا لشرح أنواع هذه المصفوفات نظرا لاستخدام الحاسب الآلى في استخراج النتاثج⁽⁰⁾.

ويذكر صفوف فرج بعض خصائص المصفوفة الارتباطية المناسبة للتحليل العاملي وهما:

۱ - يجب أن تكون معاملات الارتباط مستقيمة بين المتغيرات. ودلالة ذلك أن يكون الانحراف المعيارى أصغر من المتوسط، أما إذا كان الانحراف المعيارى يساوى أو يزيد عن المتوسط فيجب اختبار الاستقامة بين المتغيرين عن طريق المعادلة التالة:

$$c^{2} = \frac{1-3^{2}}{3} \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{3}}$$
 for $c^{2} = \frac{1-3^{2}}{3} \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{3}}$

- ٢ أن تتضمن المصفوفة عدداً من المعاملات الصفرية ويعنى ذلك أن المصفوفة تتضمن عدداً من معاملات الارتباط دال إحصائيا وارتباطات غير دالة إحصائياً، وعدداً من المعاملات لا يوجد دلالة بينها.
- ٣ استخدام معامل الارتباط المناسب للتحليل فإذا كانت القيم متصلة يجب استخدام معامل ارتباط بيرسون، أما إذا كانت القيم منفصلة يجب استخدام الارتباط الثنائي أو معاملات التوافق وما إلى ذلك ولا توجد شروط خاصة باستخدام معامل ارتباط معين، ولكن يمكن استخدام أكثر من معامل في المصفوفة طالما أن ذلك في صالح التحليل.
- ٤ يجب الاهتمام بتجانس أفراد العينة من حيث التباين بينهما لا يكون بدرجة تؤثر على التحليل ويمكن تثبيت بعض المتغيرات مثل السن، النوع، مستوى التعليم، المستوى الاقتصادى، المستوى الاجتماعى.. إلى غير ذلك من المتغيرات التي تؤثر على التحليل طبقا لكل بحث.

^(*) لمزيد من المعرفة لاتواع المصفوفات يمكن الرجوع إلى : عماد الدين محمد سلطان ، صفوت فرج.

- ٥ أن تكون الارتباطات التي تتضمنها المصفوفة مستقلة تجريبيا. أى أنه لا يجب
 أن يكون متغيرا على ارتباط بمتغيرين يفرض أساساً ارتباطهما مقدما.
- ٦ يجب أن تكون المقايس المستخدمة مستقلة أيضاً بمعنى يجب تجنب المقايس
 التي يمكن أن تقيس سمتين مختلفتين أى يمكن أن يتشبع المقياس على أكثر من
 عامل.
- ٧ من خصائص الصفوفة العاملية أنها تستخلص باستمرار نسبة معينة من تباين المصفوفة الارتباطية تحده معاملات الخلايا المصفوفة الارتباطية تحده معاملات الخلايا القطرية. حيث أن التباين هنا عبارة عن أقصى ارتباط بين المتغير ونفسه، وهو ما نصفه عادة في الخلايا التي تحمل رقما واحدا يشير لرقم الصف والعمود الذي تحتله الخلية في مصفوفة فيصبح أقصى تباين للمصفوفة الارتباطية في هذه الحالة عبارة عن مجموع قيم الحلايا القطرية لأنه يمثل مجموع تباينات المتغيرات التي تضمها المصفوفة.

الثبات Reliability

تقوم فكرة الاختبارات النفسية والتربوية والاجتماعية والرياضية على قياس السلوك من خلال استجابات الفرد، وبذلك يمكن استنتاج النمط المميز لهذا السلوك، ولذا تعتمد على الاستدلال الإحصائي وليس على الإحصاء الوصفى.

ويرتبط الثبات بدقة القياس، بصرف النظر عما يقاس، وتتضمن جميع القياسات العملية بعض الخطأ العشوائي، حيث أن أى قياس يتعلق بالظاهرات الطبيعية والاجتماعية والحيوية، حيث يوجد به قدر من أخطاء القياس وسواء كانت هذه الأخطاء قليلة أو كثيرة فإنها تشكك في نتائج القياس. لأنها تحول دون تطابق النتائج عندما يكرر القياس مع تثبيت جميع الظروف والعوامل التي تم فيها القياس.

وتسمى أخطاء القياس بأخطاء الصدفة أو الخطأ العشواتى وعلى الرغم من ذلك تؤدى هذه الأخطاء إلى عدم ثبات النتائج.

ويشير ثبات الاختبار إلى اتساق الدرجات التى يحصل عليها نفس الأقراد فى مرات الإجراء المختلفة، ومعنى هذا أن وضع الفرد بالنسبة لجماعته لا يتغير جوهرياً فى هذه الحالة. كما يعنى ثبات الاختبار الاستقرار بمعنى أن لو كررت عمليات قياس الفرد الواحد لبينت درجته شيئاً من الاستقرار. ومعامل الثبات هو معامل ارتباط بين درجات الافراد فى الاختبار فى مرات الإجراء المختلفة.

وحيث أن كل قياس يتدخل فيه نوع من الخطأ يطلق عليه الخطأ التجريبي فبناء على هذا يعرف معامل الثبات بأنه انسبة التباين الحقيقي الداخل في تباين الدرجات التجريبية.

ويتراوح معامل الثبات بين صفر- ١، ولكنه عادة لا يصل إلى الواحدة الصحيح، الصحيح، الصحيح، الصحيح، ولكن معامل الثبات الذي يبلغ ٨٣, أفضل من الذي يبلغ ٥٩,، أو ٦٤,، أو٧,٠.

وبصفة عامة سواء فى التحليل العاملى أو أى من المعالجات الإحصائية الأخرى يجب أن تكون الاختبارات ذات ثبات عال.

الطرق الإحصائية لتعيين معامل الثبات الأكثر شيوعاً:

Test - Retest التطبيق اعادة التطبيق

Y – طريقة التجزئة النصفية Split - Half

٣ - طريقة الاختبارات المتكافئة Parallel Test

٤ - طريقة تحليل التباين Analysis Of Variance

بعض العوامل التي تؤثر على الثبات الأكثر شيوعاً:

١ - عدد الأسئلة.

٢ - زمن الاختبار.

٣ -- التباين.

٤ - التخمين.

٥ - صياغة الأسئلة.

٦ - حالة الفرد.

بعض العادلات الستخدمة في تعيين معامل الثبات :

۱ - معادلة سبير مان - براون Speraman - Brown

Y – معادلة بيرسون Pearson

۳- معادلة رولون

Mosier - 8 معادلة موزير

0- معادلة فلاتوجان Flanagan

۲- معادلة هورست

۷ – معادلة كودر – ريتشارد وسوف Kuder & Richardson

A- معادلة الفاكرونباخ Gronbach (ALPHA)

9- معادلة جتمان Guttman

H. Gullikson (اه) معادلة جلكسون

القيم المقدرة للعوامل :

فى التحليل العاملى، يتركز الاهتمام عادة على معالم النموذج العاملى، ومع ذلك يمكن أيضا أن نحتاج للقيم المقدرة للعوامل Factor Score's وتستخدم هذه المقادير غالبا فى أغراض تشخيصية بجانب استخدامها كمدخلات فى تحليلات تالة.

ان القيم المقدرة للعوامل ليست تقديرات لمعالم مجهولة بالمعنى المعتاد لذلك.
 في الحقيقة أنها تقديرات لقيم المتجات العشوائية للعوامل غير المشاهدة.

تفسير العوامل :

يجب أن يتم تفسير العوامل بعد تدوير المحاور حيث يتم توزيع التباين الكلى للمصفوفة العاملية من جديد في ضوء خصائص البناء البسيط، وهي الخصائص التي تؤدى إلى تميز المتغير الواحد بتشبع مرتفع على عامل واحد، ما لم يكن معبرا عن أشكال من التباين يتوزع بشكل بارز مع العديد من متغيرات المصفوفة.

ومن الأمور الهامة لتفسير العوامل وذلك من خلال ظهور أكثر من تشبع عليه، وليس من خلال تشبع واحد، والتفسير الأمثل للعوامل خلال التشبعات يجب أن يكون هناك على الأقل ثلاثة تشبعات وهذا يتمق مع رأى جيلفور في هذا الصدد.

 ⁽ع) لمزيد من الإيضاح راجع : مصطفى حسين باهى - الماملات العلمية العملية بين النظرية والتطبيق
 ۱۱۵شبات - الصدق - الموضوعية - المعاييره - مركز الكتاب للنشر - ١٩٩٩.

كذلك يجب أن نحد أهمية العامل وتحدد هذه الأهمية بالتباين الذي يعبر عنه العامل. حيث أن نسبة التباين الكافية لقبولها لعامل ما لا تقل نسبته عن ١٠٪ من حجم تباين المصفوفة الارتباطية.

وتفسير العوامل يبجب أن يتناول نقطتين أساسيتين هما، الأولى: مناقشة طبيعة وأصل العوامل، والثانية: ارتباط العوامل ببعضها.

ولكى يقوم الباحث بتفسير العوامل التى يستخلصها عليه أن يحدد الاختبارات أو العبارات التى تتشبع بتشبعات ذات دلالة بكل عامل. كما يجب أن يحدد الخصائص التى تشبع بالتشبعات ذات الدلالة.

وتوجد قرارات عديدة يجب اتخاذها في آية دراسة تحليل عاملى. ومن للحتمل جداً أن يكون اختيار عدد العوامل العامة من أكثر هذه القرارات أهمية، وعلى الرغم من وجود اختبار إحصائي للعينات الكبيرة لمعرفة مدى ملاءمة غوذج عاملى به عوامل عامة، إلا أن هذا الاختيار يلائم فقط البيانات التي يكون توزيعها قريب من الاعتدالية . أضف إلى ذلك أن الاختبار يؤدى غالبا إلى رفض ملاءمة النموذج عندما تكون العوامل العامة صغيرة، وذلك إذا كان عدد المتغيرات وعدد المشاهدات كبيراً. ومع ذلك فهذا هو الموقف الذي يكون استخدام التحليل العاملى فيه مفيداً، وغالبا ما يعتمد اختيار العوامل العامة على ما يلى:

١ - نسبة تباين العينة الكلى المفسر.

٢ - المعرفة والخبرة والشخصية. ٣ - معقولية النتائج.

كما أن اختيار طريقة الحل ونوع التدوير المستخدم يعتبران قراران أقل أهمية، وفي الحقيقة نجد أن أكثر التحليلات العاملية إرضاء هي تلك التحليلات التي يتم فيها التدوير بأكثر من طريقة حيث تؤكد جميع التتاتج في النهاية نفس البناء العاملي.

التحليل العاملي تطبيقيا

ونقدم هنا مثالاً تطبيقياً لاستخدام التحليل العاملى والخطوات التى يمكن اتباعها حتى يصل الباحث أو المستخدم لهذا الأسلوب إلى النتائج النهائية مع وضع النتائج فى الجداول التى توضع فى البحث.

ومن خلال البيانات بالجدول (١) وهي بيانات حقيقية أى أنها تم تطبيقها فعلاً على علد (٢٠) طالباً من إحدى كليات التربية الرياضية لاختبار ما والتي يشمل على عدد عشرة متغيرات نفسية وتتم الاستجابة على هذا الاختبار بميزان مدرج من ١١ ك ٢، ٣، ٤ للعبارات الايجابية ٤، ٣، ٢، ١ للعبارات السلبية.

خطوات إجراء التحليل العاملي:

ادخال البيانات الخام للاختبار على أحد برامج الإحصاء من خلال الحاسب
 الآلى. الموضحة بالجدول رقم (١).

جمول (۱) البيانات الخام للاختبار المستخدم

1.	4	٨	٧	1	•	٤	r	r	١	^
٤	٤	٤	٧	٣	٧	٤	٧		۲	١
٣	۲	۲	۲	۳	١	٣	١,	٤	۲	٧
٣	۲	٤	۲	۳	١	٣	۲	٣	١	۳
٤	١	۳	١	۲	١	Y	١ ،	٣	۲	٤
٤	۲	٤	۲	٤	١	٤	۲	٤	٣	٥
٣	٤	٣	۳	٤	٣	٤	۲	٣	١	٦
٤	۳	٤	۴	٤	١	۳	١	۲	١	٧
٣	١	٤	۳	٤	۲	٤	١	۳	١	٨
٣	۲	٤	١	۲	١	٣	١	٧	١	٩
۳	Y	٤	٤	٣	۲	٤	۲	٣	۲	١.
	٣	7	۲	۲	١	٤	٣	7	۲	11
۴	۲	۲	1	٤	٣	۲	\	٤	٣	11
٣	٣	٣	٣	۲	١	٤	۲	٣	٣	۱۳
٣	٤	٣	٤	٣	۳	١	١	۲	١	3.6
٤	٤	٤	۲	٣	۲	٤	٧	٤	۲	10
٣	٣	۲	١	٣	٧	٤	٣	٤	٤	17
۲	٧	٤	٧	4	١	٣	٧	٣	١	۱۷
٤	٣	٤	٣		١	٣	۲	٣	۲	١٨
٤	٤	٤	۲	٣	۲	٤	γ	٤	۲	14
۳	١	٤	٣	٤	۲	٤	١	٣	١	٧.

وتمثل البيانات فى العمود الأول الحالات (Cases) وهى (٢٠) حالة. أما البيانات فى الأعمدة من ٢٠١ تمثل العبارات، وعددها (١٠) عبارات.

٢ - استخراج البيانات التى تم إدخالها على الحاسب حتى يتم مراجعتها قبل البدء في عمليات التحليل، وهي كما في الجدول رقم (٢).

جمول (۲) البيانات بعد أن تم إدخالها في الحاسب

STATISTICA: PROCESS ANALYSIS

M.B

data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 variables]

+	+-		+-	+-	+-	4				
LE	11	21	31	41	5]	6	7	8	9	101
1V	AR1 V	AR2 IV	AR3 V	ari i v	AR5 (/AR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10
++~	+-	+	+-	+-	+-			}		
1 11	21	41	21	41	21	3	2	l 41	41	41
1 21	21	41	21	31	14	31	2	2	2	31
; 31	11	31	21	31	11	31	2	41	2	3 (
1.41	21	31	11	21	1.1	21	11	3	1	41
1 51	3	41	21	41	11	41	2	41	21	41
61	11	31	3	41	31	41	3	3	4	31
j 7j	-1	2 j	11	31	11	41	3	1 4	3	41
[8]	-1	31	31	41	21	41	3	4	i. 1i	.31
1 91	- 11	2.	11	31	- 11	21	1	4	2	i 3i
1101	21	31	2 i	41	21	3 i			2	31
1111	21	3	3	41	11	21	2	2	3	i 4i
[12]	3 .	41	11	21	31	41	1	2	2	31
113	31	31	21	41	11	2	3	3	2	31
1141	11	21	11	11	31	31	4	3	4	i 3i
1151	21	41	2 į	41	21	3	2	4	4	41
1161	41	41	3 j	41	21	31				
1171	11	31	21	31	1)	31				
1181	21	31	2	31	11	21				
1191	21	41	21	41	21	31				
1201	11	31	- ii	41	21	41				
							-			

٣ - إيجاد الوصف الإحصائي للبيانات الخام وأهمها المتوسط Mean - الوسط
 Median - الانحراف المعيارى Std. Dev - الالتواء Skewness كما هو موضح بالجلول رقم (٣) الخاص بالمخرجات من الحاسب الآلي.

جمول (٣) الوصف الإحصائي لمتغيرات الاختبار

	TAT.	:			25	e:	scziptiwe	ŝ	tatistics	1	factor_sta	ì			
Ħ	MAIC	1													
2	TATS	Į.		į.											
		ī		ĩ		ï		ī		ī		ï	h sh th th th company down	ï	
V	eriable	i	Valid W	i	Neon.	ì	Median	Ì	Minimu	i	Marcinent	ŧ	Std.Bav.	Ė	Skewnes
-		*		+	1 R50000	•	2,000000	•	1.000000	*	4 400000	•	87500.	*	
	VARI		50	!		:		ŗ.		3			.875094		. 83909
	VAR2		20	ı	ii., 20000000)	ı	3.000000	į.	2.000000	ş	4.000000	ŀ	.695852		29156
	VAR3		20	i	1.750000	ţ.	2.000000	1	1.000000	٩	3.000000		-716350	ı	.41760
	VAR4	1	-20	ī	3.350000	ŀ	4.000000	1	1.000000	1	4.000000	ŀ	.875094	1	-1.32075
	VAR5	L	20	١	1,650000	ı	2.000000	Ł	1.000000	9	3,000000	ı	.745160	i	. 69750
	VAR6	1	20	ı	3.050000	i	3.000000	1	2.000000	1	4.000000	Ė	.759155	i.	~. DB621
	VAR7	í	20	i	2.300000	i	2.000000	i	1.000000	i	4.000000	i	-923381	i.	.21392
	VARS	ŝ	20	i	3.400000	i	4.000000	î.	2.000000	i	4.000000	i	.820783	i.	91376
	VARE	i	20	i	2.550000	ì	2.500000	i.	1.000000	i	4.000000	ï	1.050063		.15683
	VARLO	:			3.350000				2.000000	:	4.000000		.587143	1	21235

ثم يتم وضع البيانات في جدول مع قراءة الجدول كما هو موضح في الجدول رقم(٤).

جنول (٤) الوصف الإحصائي لمتغيرات الاختبار ن = ٢٠

الالتواء	الانحراف المعياري	أكبرقيمة	أقل قيمة	الوسيط	التوسط	^
,۸٤	, ۸۸	٤,٠٠	١,٠٠	۲,۰۰	1,40	1
, ۲۹ –	,٧٠	٤,٠٠	۲,۰۰	۲,۰۰	۳,۲۰	٧
, ٤٢	,۷۲	٣,٠٠	١,٠٠	۲,۰۰	1,70	۳
1,44 -	, ۸۸	٤,٠٠	٦,,,,	٤,٠٠	٣,٣٥	٤
,۷۰	,۷٥	۴,۰۰	١,٠٠	۲,۰۰	1,70	
۰,۸۰ –	,۷٦	ξ,	٧,٠٠	٣,٠٠	٣,٠٥	٦
۱۲,	, 47	٤,٠٠	١,٠٠	٧,	۲,۳۰	v
,41-	, ۸۲	٤,٠٠	٠,٠٠	ξ,	٣,٤٠	٨
,17	1,.0	٤,٠٠	1,	۲,٥.	۲,00	٩
,۲۱-	, 04	٤,٠٠	٧,٠٠	٣,	4,40	١.

يتضح من الجدول رقم (٤) ما يلي:

تتراوح قيمة الالتواء ما بين - ١,٣٢ بالسالب، + ٨٤, بالموجب، وهذه القيم تنحصر ما بين ٣٠، + ٣ مما يدل على توزيع البياتات توزيعا اعتدااليا.

٤ - إيجاد الثبات وقد تم في هذا النموذج بالطرق التالية:

أ - التجزئة النصفية باستخدام معادلة ألفا - كرونباخ.

ب- تحليل التباين.

والجداول التالية توضح ذلك.

جنول (۵)

معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية

RELIABILITY RESULTS

Number of items in scale: 1

Number of valid cases: 20

Number of cases with missing data:

Summary statistics for scale:

 Mean:
 26.450000000
 Sum:
 529.00000000

 Standard Deviation:
 3.368605053
 Variance:
 11.347500000

 Skewness:
 -262356433
 Kurtosis:
 -629013399

Minimum: 20.000000000 Maximum: 31.0000000000 Cronbach's alpha: .493990355 Standardized alpha: .503144745

Average Inter-Item Correlation: .098510325

أ - الثبات بطريقة التجزئة النصفية ،

والجدول رقم (٦) يوضح ذلك:

جدول (١)

القيمة	العامل	•
Y7, E0	المتوسط الحسابى	
079,	مجموع القيم	
٣,٣٧	الانحراف المعياري	
11,50	التباين	
- 57,	الالتواء	
, Tr –	التفلطح	
۲٠,٠٠	الحد الأدنى	
۳۱,	الحذ الأعلى	
, £9	ألفا كرونياخ	
,	مستوى ألفا كرونباخ	
, - 99	التغير الداخلي للارتباط	

قيمة فر، الجلولية عند درجة حرية ١٨ ومستوى ٠٥ . = ٤٤٤ . .

يتضح من الجدول (٦) ما يلي:

أن قيمة ألفا - كرونباخ بلغت ٤٩, وهى دالة إحصائيا مما يدل على أن المقياس على درجة مقبولة من الثبات.

جنول (۷) ملخص لتغيرات القياس

+-		+-				***					
ł	STAT.						.4500 Std.D				
1	RELIABL.	10	cronbach al	pha	: .493990		Standardize	d a	.1pha: .503	14	5
1	ANALYSIS	13	lverage int	er-	item corr.	: .	.098510				
+-		-+-		-+-		-+-		-+-		-+	
ı		п	Mean if	- 1	Var. if	-1	StDv. if	1	Itm-Totl	- 1	Alpha if
1	variable	4	deleted	1	deleted		deleted	1	Correl.	1	deleted
+-		-+-		-4-		+		-+-		-+	
ı	VARI	1	24.60000	ŧ	10.34000	ч	3.215587	4	.051045	- 1	.518436
î	VAR2	1	23.25000	1	9.48750	ı	3.080176	-	.335076	- 1	. 432213
1	VAR3	1	24.70000	-1	9.11000	-1	3.018278	1	.415204	п	.406902
1	VAR4	1	23.10000	1	8.49000	4	2.913760	1	. 428528	-i	.386263
i	VAR5	i.	24.80000	Ĺ	9.76000	-i	3.124100	1	.233582	- 1	.459337
Ĺ	VAR6	1	23.40000	i	10.04000	i.	3,168596	i.	.162078	á	.480142
Ĺ	VAR7	i.	24.15000	i	10.42750	i	3.229164	į.	.018925	i	.532426
ŧ	VAR8	i.	23.05000	i.	11.04750	-i	3.323778	i.	063933	ı	.548371
Ĺ	VAR9	i.	23.90000	í	8.09000	i	2.844293	i	. 379587	i	.394237
Ĺ	VAR10	1	23.10000	i	10.29000	i	3,207803	1	-198829	i	.471757
+		+-				4		-4-		-4	

جدول (A) المتوسط الحسابى والتباين والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط ومعامل الثبات لعبارات المقياس

محامل ألفا	الارتباط الداخلي	الانحراف المعياري	التباين	التوسط	المتغير
, 07	, . 0	٣,٢٢	1.,72	YE, 7.	1
, ٤٣	٤٣,	٣,٠٨	4, 89	77,70	٧
,٤١	, 27	٣,٠٢	4,11	78,7.	٣
,۳۹	, ٤٣	۲,۹۱	۸,٤٩	17,1-	٤
,£٦	, ۲۳	7,11	۹,۷٦	YE,A-	٥
, ٤٨	, ۱٦	۳,۱۷	10,08	۲۳,٤٠	7
, ۵۳	,٠٢	٣,٢٣	1-,27	78,10	٧
,00	. 7 -	٣,٣٢	11,-0	17, . 0	٨
,۳۹	۸۳,	34,7	۸,٠٩	14,4-	٩
, ٤٧	,۲۰	4,41	1.,74	17,1.	١.

ويتضح من الجدول (٨) ما يلي:

المتوسط الحسابى والتباين والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط بين متغيرات الدراسة، وكذلك معامل الثبات بطريقة النجزئة النصفية باستخدام معامل الفا.

ب- تحليل التباين،

جمول (٩) معامل الثبات بطريقة خَليل الثباين

4	+		;			
1 STAT.	1	Analys	is of	Variance (:	Eactor.stm)	1
RELIABL.	1					1
AMALYSIS	I					1
+		-+				*
1	Sums of		1	760 Atts	j I	1 1
Effect	Squares	1 4	£ [Square	1 1E	l g l
+		-4			+	*********
Between Subjects	22.6950		19	1.19447		1 1
Within Subjects	1 195.1000		100	1.08389	1 . !	1 1
Between Items	91.7450		9 1		16.86570	1 000000 1
Residual	103.3550		171	.60442	1	1
Total	217.7950	1	199			F 1

جحول (١٠) قليل التباين لتعيين معامل الثبات للمقياس الستخدم

ف	متوسط الربعات	مجموع الربعات	درجة الحرية	مصدر التباين
11,47	1,19 1,-A 1-,19 ,1-	77,V. 140,1. 41,V0 1.T,T7	19 1A- 9 1Y1	بين أفراد العينة داخل أفراد العينة بين المتغيرات البواقي
		Y1V,A-	199	المجموع

يتضح من الجدول (١٠) ما يلي:

أن قيمة (ف) دالة إحصائيا عند مستوى ٠٥, مما يدل على أن المقياس على درجة مقبولة من الثبات بطريقة تحليل التباين.

و ايجاد الصفوفة الارتباطية وهنا تم وضع المصفوفة المربعة كما هو موضح في الجدول (٥) الناتج من الحاسب الآلي بطريقة بيرسون.

جدول (۱۱) مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختبارات

53	AT.	1							Corre	ı	ations	ı	(facto	ĸ	.sta)					
BJ	SIC	1			Max	k	ed cor:	n	elatio	m	s are	5	ignifi-	c	ant at		p < .0	51	300	
51	AT5	1				1							on of							
		+		+		*		# -		٠		*		+	~~	*		*		
Va	riable	i	VARI.	i	VAR2	ì	VAR3	ě	VAR4	i	VAR5	1	VAR6	ì	VAR7	i	VAR8	i	VAR9	VARI
		+		+		4.		٠		+		+		+		÷		+-		
	VARI	I	1.00	1	. 66*	1	- 36					ı	~.15	Ì	40	ŧ	~_50*	1	-04	.21
	VAR2	1	. 664	ŀ	1.00	ı	.32	t	.40	1	.14	ŧ	.18	ě	43	1	24	ŧ.	.13 1	- 21
	VAR3	1	. 36	1	. 32	ı	1.00	п	.57*	ŧ	.02	t	17	1	~.04	ı	18	L	-47*1	-09
	VAR4	ŀ	.21	Ĺ	.40	ŀ	.57*	ŧ	1.00	1	13	İ	.13	Ĺ	.06	į.	.23	i.	.07	.16
	VAR5	ř.	00	İ	.14	i.	.02	Ė	~.13	i	1.00	i	.50*	Ĺ	. 24	i	~.19	į.	.39	19
	VAR6	1	15	į.	.18	i.	17	ł	-13	i	.50*	İ	1.00	1	.20	ŧ	- 14	į.	04 [16
	VAR7	1	40	ŧ	43	Ĺ	04	Ĺ	.06	i	.24	i	.20	Ė	1.00	Ė	. 32	Ĺ	.15	11
	VAR8	i	50*	ıi.	~.24	i	18	i.	.23	i	~.19	i	.14	i	- 32	i	1.00	i	~-02 1	.13
	VAR9	i	.04	i	.13	i.	.470	i	.07	ì	. 39	i	04	i	.15	i	02	i.	1.00 I	.35
	VAR10	i.	. 21	i.	.21	i	.09	i	.16		19	ř	16				.13		.35 1	

ثم يتم وضع المصفوفة في الجدول كما هو موضح

جدول (۱۲) مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختيارات

1 -	4	A	٧	1	4	1	r	r	1	4
									١	,
								1,	•,11	٧
							١,٠٠	,۳۲	17,	٣
				ľ		١,٠٠	* , o∀-	, į.	,71	٤
]				١,٠٠	, 11"-	,٠٢	,۱٤	,	٥
'	۱ '			١,٠٠	۰,۵۰	٦١٣,	, ۱۷-		,10-	7
			١,٠٠	,۲۰	,۲٤	٦٠٦,	, - 1-	, 24-	, ٤٠-	٧
		١,٠٠	,۳۲	,۱٤	,19-	, 77	, ۱۸	-٤٢,		A
	1,	۰۲-	,10	-٤٠ ,	,۳۹	-٧-	٠,٤٧	,۱۳	,-8	4
١, ٠٠		,11°		, ١٦–	, ۱۹–	17	٦٠٩.	,41	71	1-

قيمة ارا الجدولية عند درجة حرية ١٨ ومستوى ٥٠, . يتضح من الجدول (١٢) ما يلي:

أ - عدد معاملات الارتباط = $\frac{1 \times 9}{y} = \frac{9 \times 1}{y}$ معامل ارتباط.

ب- عدد معاملات الارتباط الموجبة = (٢٥) معامل ارتباط.

جـ- عدد معاملات الارتباط السالبة = (١٩) معامل ارتباط.

د - عدد معاملات الارتباط الدالة إحصائياً (٤) معامل ارتباط.

هـ- عدد (٢) معامل لا يوجد ارتباط بينهما (١) سالب، (١) موجب.
 ٢ - إخضاع البيانات لاستخراج الجذر الكامن كما هو موضح فيما يلى:

جمول (۱۳) الجندر الكامن لتغيرات الاختبار

Number of variables:10
Method: Principal components
log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328
Number of factors extracted: 5
Eigenvalues: 2.68661 1.86389 1.63750 1.28504 1.01876

STAT: FACTOR ANALYSIS	Bigenvalues (factor.sta) Extraction: Principal compon	
Value		Cumul.
1 1 2 1 3 1 4 1 5	2.686630 26.86630 2.686630 1.863888 18.63888 4.550518 1.637505 16.37505 6.188023 1.285036 12.85036 7.473059 1.018761 10.18761 8.491821	26.86630 45.50518 61.88023 74.73059 84.91821

ثم يتم بعد ذلك تفريغ البيانات بالجدول (٧) وهذه هي ترجمة الجزء الأول قبل جدول الجذر الكامن

Number of Variables: 10

علد المتغيرات = ١٠

Method: Prinicpal Components

الطريقة: المكونات الرئسية.

Log (10) Determinant of Correlation Matix: 1,08-

لوغاريتم (٢٠) مصفوفة الارتباط المحددة بـ ١٠ × ١٠

Number of Factors Extracted: 4

عدد العوامل المستخلصة (٥).

Eigenvalues: 2.686630 - 1.863888 - 1.637505

1.285036 - 1.018761

الجنر الكامن = ١,٠٢, - ٢,٦٩ - ١,٦٤ - ١,٠٢, - ١,٠٢

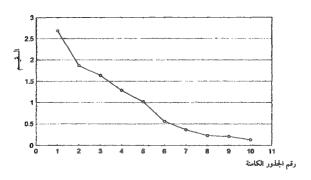
جدول (۱٤) الجذر الكامن للمتغيرات بطريقة الكونات الأساسية

مجموع النسبة المئوية	مجموع الجذر الكامن	مجموع التباين	الجذر الكامن	العامل
Y1,AY	٢,٦٩	۲٦,۸٩	۲,٦٩	١
20,01	٤,٥٥	14,78	١,٨٦	۲
۸۸,۱۲	7,19	17,4%	١,٦٤	٣
٧٤,٧٣	٧,٤٧	۱۲٫۸۰	1,74	٤
AE, 9Y	۸, ٤٩	1.,19	١,٠٢	٥

يتضح من جدول (١٤) ما يلي:

١ - حجم التباين العاملي وهو مجموع الجذر الكامن للعوامل المستخلصة
 وهي = ٨,٤٩ أي أنه ٨,٤٩.

ويعنى ذلك أن عدد العوامل الخسمة قد حقق نسبة ٨٤,٩ ناتج التحليل.



الجنور الكامنة المتتالية في رسم بياني بسيط

٧ - استخراج قيم الشيوع بطريقة المكونات الاساسية قبل التدوير، وكذا معامل الارتباط المتعدد.

جنول (16) قيم الشيوع ومعامل الارتباط التعدد

20 cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of variables:10 Method: Francipal components log(15) determinant of correlation matrix: -1.8128 Number of factors extracted: 5 Expervalues: 2.68663 1.63750 1.28504 1.01876

i	STAT. FACTOR	1				mmalities ion: Princ	i,	pal compon		its		
•	ANALYS IS					Rotations		brotated				
,		ï	From 1	ï	Pros. 2 1	From 3	_	From 4		From 5	ī	Multiple
	Variable	i	Factor	i	Factors	Fectors		Factors	i	Factors	i	R-Square
١-		+-		-4-			-		۰-		+	
	VAR1	1	. 677895	1	.723700	.767385		.770033 1		.770214	ŧ	. 639206
	VAR2	i	, 638828	1	.645868	. 684704 1		.806127 1		.858938	ŀ	. 659494
	VAR3	ä	.448170	4	. \$55499	. 637750		.658299		.906907	i	.687792
	VAR4	i	.221816	1	.350715	.581401		.854258		.913247	Ė	.644884
	VAR5	1	.000231	1	.454052	.849794		.878094		.984033	1	.589223
	VAR6	i.	.022347	8	.361822	.537122		.808877		.871798	i	.477356
	VAR7	i.	.239389	i	.585761	.617883 1		.627919 (. 677687	Ė	. 414554
	VAR8	į.	-196427	1	.276115 1	-656735		,763873]		.823066	i	.490079
	VARS	i	.110094	1	466301	-484571		.877719		.895006	j	.642130
	VARLO	1	.129731	1	.130686 1	.370678		.427859 I		.890925	i	409656

جمول (١٦) قيم الشيوع ومعامل الارتباط المتعمد

مربع الارتباط التعدد	العامل اقامس (الاشتراكيات)	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	^
37,	,٧٧	,٧٧	,٧٧	,٧٢	AF,	١,
,11	, 47	۸۱,	,۳۸	,70	37,	٧.
, 19	ا ۱۹۰	ττ,	,78	۲٥,	, 80	7
, ٦٤	,41	, 60	, ۵۸	۰۳,	, ۲۲	Ł
, 04	,,,	, ۸۸	, 40	, £0	,	١.
, 1A	,,,,	۸۱,	,01	,۳٦	, - 1	1
, ٤١	,14	'n,	77,	,۵۹	37,	٧ .
, 19	, 44	,٧٦	17,	,۲۸	,۲۰	٨
, ٦٤	,4.	,۷۸	,٤٨	, ٤٧	,11	1 1
, ٤١	,44	, 27	,17	,17	, 17	1.

يتضح من الجدول رقم (١٦) ما يلي:

- ١ القيم المتضمنة أسفل العامل الأول تمثل قيم الشيوع للعامل الأول.
- ٢ القيم المتضمنة أسفل العامل الثانى تمثل قيم الشيوع للعامل الأول + العامل الثانى.
- ٣ القيم المتضمنة أسفل العامل الثالث تمثل قيم الشيوع للعامل الأول + العامل الثالث.
- القيم المتضمنة أسفل العامل الرابع تمثل قيم الشيوع للعامل الأول +
 العامل الثانى + العامل الثالث+ العامل الرابع.
- القيم المتضمنة أسفل العامل الخامس تمثل قيم الشيوع للعامل الأول + العامل الثاني + العامل الثالث+ العامل الرابع + العامل الخامس.
- آخر عمود يمثل مربع معامل الارتباط المتعدد بين العوامل الخمسة المستخلصة من نتيجة التحليل العاملي.

جدول (١٧) القيم المقدرة للعوامل

STAT. FACTOR AMALYSIS		Rotat	cores (faction: Unrote Frincipal	ated	
(Factor	Factor	Pactor	Factor	factor
Case	1	2	3	4	5
1 (87495	.85290	64018	.17485	-1.09643
2 i	25963	-1.10012	1.00873	31767	.01481
3 (.57427	42385	47261	34716	.45537
4 1	.18948	-2.23335	.06274	.52841	-1.15197
5 1	-,90953	.03872	~.51585	~1.51031	-1.08854
6 1	~ . 15630	2.19330	.49890	.48516	1.16596
7. 1	1.27372	.35318	~.77094	.21847	-1.25141
8 1		.48490	.24914	-1.70633	02121
9 F	1.07962	-1.49781	61934	.33675	.18351
10 (-41060	.83400	38344	51289	1.08549
11 (-1.14687	53274	91332	1.23494	1.04164
12	54912	141138	2.97621	16634	-1.03723
13	40404	.71835	51239	.02595	1.55006
14 (1.69232	90754	1.36513	2.57573	13212
15 (87495	.85290	64018	.17485	-1.09643
16	-2.17849	20368	1.03177	00631	1.16192
17 1	.80260	45208	.03692	66409	1.59301
18 (29188	-1.37023	1.00749	25878
19	~.87495	85290	64018	.17485	~1.09643
20 (110183	.48490	.24914	-1.70633	02121

جدول (۱۸) القيم المقدرة للعوامل

العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	•
1,1	, ۱۷	,78-	, ۸٥	, 44-	١
, • 1	-۳۲,	1,-1	1,1	-۲۲,	۲
,£٦	-۳۵,	, ٤٧–	, ٤٢–	,0٧	۳
1,10-	, ٥٣	,-1	۲,۲۳~	,14	٤
1, -4-	1,01	,04-	,٠٤	,41-	۰
1,17	, ٤٩	,0-	٧,١٩	-11,	٦
1,70-	, ۳۲	,٧٧-	,40	١,٢٧	٧
, • ۲	١,٧١-	۲۵,	, ٤٨	1,1-	٨
,14	,7%	,٦٢-	1,89~	۸,۰۸	٩
1,-4	,01-	-۸۳,	۸۴,	,٤١	١.
1,-1	1,17	,91~	,04~	1,10-	11
١,٠٤-	, ۱۷–	۲,4۸	, ٤١-	,00-	17
1,00	۰,۰۳	, 01-	-۲۷,	, ٤	17"
, 1۳-	٧,٥٨	1,47	,91	1,79	18
1,1	,1٧	,٦٤-	,۸0	,AY~	10
1,17	, • 1	١,٠٣	۰۰۲,	Y,1A-	17
1,04	, ۱٦-	, - ٤	, ٤٥	,۸۰	17
-57,	١,٠١	1,50~	-۲۹,	,	۱۸
1,1	, ۱۷	-٤٢,	,A0	, AV-	19
, • ٢–	1,٧1-	,40	, 8A	1,1.	٧.

يتضح من الجدول رقم (١٨) ما يلي:

ان قيم تقديرات العوامل المقدرة حقيقة لتقديرات المتجهات العشوائية للعوامل غير المشاهدة.

جحول (١٩) معامل القيم المقدرة للعوامل

STAT. FACTOR ANALYSIS	Fac	Rotat	coefficient tion: Unrote Principal		ca)
Variable	Factor	Factor 2	Pactor 3	Factor 4	Factor 5
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	306460 ~.297498 249180 175303 005659 .055267 .182114 .165803 123502 134065		.127640 .120346 175141 293311 -384170 .255687 109451 376759 082545	040041 271166 111554 406492 130913 405671 077959 254715 487936	013211 225574 .489423 .238403 075646 246220 .218980 238817 129056 667957

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

جدول (٢٠) معامل القيم القدرة للعوامل

العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	الاختبارات	م
, - 1-	, - &	, 14	,11-	-۳۱,		١
۲۳–	, ۲۷–	, ۱۲	, - 0	۰۰۳,		Y
, 29	,۱۱	,14-	, ۱۸	, 40-		٣
,۲٤	-۱۱,	, ۲۹-	,14	, \A-	تكتب هنا	٤
, · A-	, ۱۳	,۳۸	,41	, - \-	اسماء	۰
, ۲۵-	, ٤١–	77,	۲۱,	, -1	الاختبارات أو	٦
, ۲۲	,٠٨	۰۱۱–	,44	,14	المتغيرات	٧
-٤٢,	, Yo-	, TA-	۰۱۵,	, ۱۷		A
, ۱۳-	, ٤٩	,A	,44	, ۱۲–		4
-۷۲,	,19	۰۰۳,	۰۴,	, ۱۴-		1.

٨ - استخراج مصفوفة إعادة الناتج

جمول (٢١) مصفوفة إعادة الناغ (البواقي)

STAT. FACTOR ANALYS	1 1 (S)				_			duced racti												
Variab]	le 1	VAR1	1	VAR2	1	VAR3	1	VAR4	i	VAR5	1	VAR6	l	VAR7	1	VARe	1	VAR9	1	VAR16
VAR2	1	.77	ï	.70	ě	-41	i	.23	i	01	ĭ	13	ī	57	1	54	ĭ	. 09	ř	.18
VAR2	- i	.70	1	.86	Ť.	-34	i	- 44	i	.15	i	.25	1	46	i	28	i	.10	i	.27
VAR3	- 1	- 41	1	.34	à	.91	1	- 62	1	.04	1	23	į.	-04	Ĭ.	20	i	-48	i	.09
VAR4	- t	.23	1	.44	1	. 62	i	.91	i	16	i	-15	i	.07	i	-30	i	- 08	i	.13
VAR5	- 1	01	1	.15	i.	.04	ŧ	16	1	.88	Ĺ	.59	á	.28	i	24	i	.44	i	19
VAR6	i	13	1	.25	Ĺ	-,23	i	.15	Ė	- 59	ŧ	. 07	Ė	-23	i	.20	i	~.05	i	19
VAR7	- 1	57	į.	46	i	.04	i	-07	i	.28	i	.23	ŧ	. 68	ì	-41	Ė	.25	i	~.20
VARS	- 1	54	1	29	À	20	i.	.30	į.	24	1	.20	Ė	-41	è	.82	ì	~.07	i	.24
VARS		.09	1	.10	i	. 48	i	.00	i	.44	i	05	i	.25	i	07	í	.90	ì	.44
VARIC	1	.18	1	.27	i	. 89	i	.13	i	19	i	19		20	i	-24		.44	î	.89

جنول (٢١) مصفوفة إعادة الناغ لطريقة الكونات الأساسية

3 -	4	٨	٧	1	•	ź	r	Ť	١	۴
, ۱۸	, . 4	,01-	, ۵۷-	, ۱۳-	, - ۱-	, 77	,٤١	,۷۰	,٧٧	,
, ۲۷	٦٠,	, YA-	, 27-	,۲0	,١٥	, ٤٤	37,	, 47	,٧٠	٧
, . 4-	,84	۰۰۲,	, . ٤	, 77-	, - £	, 77	,41	37,	, 21	4
, ۱۳	٠,٨	,۳۰	٠,٧	۱۵,	,17-	,41	,77	,88	, 47	٤
,14~	, 28	۰,۲٤-	,ΥΑ	,69	,۸۸	-F1,	٦٠٤.	,10	۰۱-	٥
,14-	, - 0-	٠٧,	, 77	,47	,۵۹	۰۱۰,	-77,	07,	, 14~	٦
۰۰۲,	, ۲0	,٤١	,۱۸	, 77	,۲۸	۰,۰۷	۶٠٤.	-۶٦,	, ov-	٧
,48	,.∀∽	۲۸,	,٤١	٠٢,	-37,	۰۳۰	۰۰۰,	,YA-	,08-	A
, £ £	,٩٠	,·v-	۰۲۵	, . 0	,81	,-A	, ٤٨	۰,۱۰۰	٠,٩	4
, ۸۹	, 11	,۲٤	۰۰۲,	,14-	,14-	, 17	۶٠٩	,۲۷	, ۱۸	1.
	<u> </u>		<u> </u>		L		L			<u> </u>

يتضح من الجدول رقم (٢٢) ما يلي:

الارتباطات بين المتغيرات بعد استخلاص الارتباطات السابقة، وهذه هي مصفوفة البواقي.

٩ - استخراج مصفوفة ارتباط البواقى.

جدول (٢٣) مصفوفة ارتباط البواقي

STAT. PAUTOR ANALYSIS	1014		-4			8:	KE Ma	raction raction	060 C4	: Pri:	ac Ls	ons (fr ipal co are >		ponent	ts O)					
Variable	1	VAR1	10 11	VAR2	1	VAR3	1	VAR4	1	VARS	ł		١.	Van?		VAPE	į	Vano	į	van.
VAR2 VAR3 VAR4	-	05 05 02	1111	05 02 04	111	05 02 .09	1	02 04 05	111	01 01	i	02 07 .06		.04	1	.04 .04	ļ	05 .03	1	-03 06
VARS VARS	ı	02	1	01	1	01 -06	į	.03 02	İ	09	ľ	09		04	1	-05 07	i	01	į	.00
VAR? VAR8 VAR9	1	.04	i	-04 -04	i	- 02	ŧ	01	1	.05	1	03 0?		09 (ı	.19	i	.05	i	11
VAR ₁ C	ì	. 03		06						.00										

جنول (۲۶) مصفوفة ارتباط البواقى

1.	4	٨	٧	1	•	i	r	f	1	•
, . ۴	, - 0-	, . ٤	*, \A	, - ۲-		, · Y-		0	. 77	1
٦~	٦.٣	, . 8	۶٠٤	, · v-	, - 1-	, . 1-	,٠٧-	,۱٤	, - 0-	۲
, - ۱ س	,-1-	۰۲ ا	, -A-	, - Y	, - 1-	, . 0-	, . 4	, · Y-	, - a-	۲
۰۴,	, · ۱~ , · ٤~	,·\- ,·a	, · \- , · &-	, 4~	,·۲ ,۱۲	, ·4 , ·۴	, . 1-	, - 1-	,	
,٠٤	٠, ۲	, - ٧-	۰۴-	, ۱۳	, - 4-	۰۲-	۰,٦	, · V-	, . ٧	3
, · 9 *, ۱۱-	*,1···	۰۹۰۰, ۱۸	۰ ۳۲ ر ۱۰۹۰	, ·٣- , ·٧-	,·{-	, - 1- , - 1-	, · A- , · Y	, . 8	₩, 1Α	, V
. 4	,۱۰	, . 0-		,٠٢	, - 1-	, - 1-	, 1-	γ٠,	, . 0-	4
,11	, - 4-	*,11-	٠, ٩	, • 8	,	۰۳,	۰۱,	۰,۰۹۰	,٠٣	1.

يتضح من الجدول رقم (٢٤) ما يلي:

الارتباطات بين المتغيرات بعد استخلاص الارتباطات السابقة، وهذه هي مصفوفة البواقي.

١٠ - استخراج العوامل قبل التدوير وهي عوامل أولية.

جمول (٢٥) التشبعات قبل التموير

data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 variables]

20 cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted

Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of variables:10 Method: Principal components

log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328

Number of factors extracted: 5

Eigenvalues: 2.68663 1.86389 1.63750 1.28504 1.01876

STAT Factor Loadings (Unrotated) (factor. FACTOR Extraction: Principal components ANALYSIS (Marked loadings are > .700000) Factor F	Factor 5 013459
ANALYSIS (Marked loadings are > .700000) 	013459
Factor F	013459
Variable 1 2 3 4	013459
Variable 1 2 3 4	013459
VAR1 823344* 214020 .209011 051454 VAR2 799267* .083904 .197067 348458	
VAR2 799267* .083904 .197067 348458	
VAR2 799267* .083904 .197067 348458	
1 173 1 CCD4EE 1 307C10 1 30C204 1 1433C1	1229806
MM3 003433 .35/015 200/34 .143331	.498605
VAR4 470976 .359022 480298 522357	.242876
VAR5 015204 .673662 .629080 .168228	077065
VAR6 .148483 .582902 .418689 521302	1250840
VAR7 .489274 .588533 179227 .100100	.223089
VAR0 .445451 .278726 616944 327318	243298
VAR9 331804 .596831 135168 .627015	131477

VAREO 360182 .030899 489890 .239127	6B0489
1 0 - 1 25 - 1 0 202200 1 4 444444 1 4 44444	
Expl.Var 2.686630 1.863888 1.637505 1.285036	1.018761
Prp.Totl .268663 .186389 .163750 .128504	101876

جدول (٢١) التشبعات قبل التدوير

الاشتراكيات (1)	العامل الخامس (د)	العامل الرابع (1)	العامل الثالث (۲)	العامل الثاني (1)	العامل الأول (۱)	المتغير
,٧٦	, - 1-	, . 0-	, ۲۱	-۲۱,	, ۸۲-	١
, ۸٦	, ٧٣-	,70-	,۲۰	, · A	۰.۸	۲
,۹۱	,٥٠	,۱٤	-۲۹,	,۳۳	-۷۷ ,	۳
,41	, 4 £	, 04-	, ٤٨	,٣٦	, ٤٧-	٤
,۸۹	, · A-	, 17	٦٣,	٧٢,	,11-	۰
, 47	,۲٥-	,oY-	, ٤٢	,۵۸	,۱٥	٦
٧٢,	, ۲۲	,۱۰	,۱۸-	, ∘∧	, ٤٩	v
, ΑΥ	۰,۲٤–	-۳۲,	-75,	, ۲۸	, ٤٥	۸
۹٠,	, ۱۳–	۳۳,	,18-	,٦٠	, 44-	٩
, 49	, ٦٨-	,۲٤	, ٤٩–	۰,۰۳	-14,	١.
۸, ٤٩	١,٠٢	1,79	1,78	١,٦٨	٧,٦٩	الجذر الكامن
, 40	،۱۰	, 17	,17	,19	, ۲۷	النسبة

يتضح من الجدول (٢٦) مايلي:

أ - التشبعات قبل التدوير واستخلاص العوامل، وهي تمثل الأعمدة١، ٢،
 ٢٠ ٤، ٥.

ب- الاشتراكيات، وهي مجموع مربعات العامل الأول + الثاني + الثالث + الرابع + الخامس.

جـ- الجذر الكامن وهي مجموع مربعات المتغيرات لكل عامل على حدة.

د- نسبة التباين الارتباطي المستخلصة من العوامل.

١١ استخراج العوامل بعد التدوير المتعامد.
 جدول (٢٧)
 التشبعات بعد التدوير بطريقة الفارماكس

STAT. FACTOR I	Facto	Extraction: (Marked los		components	.sta)
Variable	Factor 1	Pactor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
VARI	.838219*	077182	.227286	.077188	.063480
VAR2	.745016*	.316762	.383315	.000797	.237951
VAR3	-230891	240720	.715766*	.518113	122014
VAR4	.028257	.088862	-942296*	054964	.116642
VAR5	.069012	.698944	177212	. \$55534	225225
VAR6	~.077839	.922002*	.074306	090586	043863
VAR7	~.711314*	.203521	.113972	.294463	174932
VAR8	703370*	.132470	-258311	266403	.416045
VAR9	023153	.035955	-093955	.893893*	
VARIO	.107706	142347	.043956	.205143	.902799
Expl.Var	2.335423	1.591276	1.726231	1.593052	1.245839
Prp. Totl	.233542	,159128	.172623	.159305	.124584

جدول (٢٨) التشبعات بعد التدوير بطريقة الفارماكس

الاشتراكيات	العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	الحامل الأول	المتغير
,٧٧	7.1	, . ^	, 74"	, · A	*,A£	\ \ \
,47	, 72	,	,۳۸	,44	⊕ ,∀٥	4
,41	,14-	٧٥,	* ,vv	۳٤-	,۲۲	٣
,41	,17	, - 0	*,98	,.4	7.7	٤
·	, 77-	,07	, 1٧-	*,v.	, .v	
, 44	,11= ,-1=	,.9-	,.γ	*,97	, · A	1
, 44	,17-	, 19	,11	۲۰,	*,٧1~) v
, ٦٧	1	. 77-	17,	,17	*,v.~	٨
,۸۲	73,	*,41	1.4		, - ٧	٩
, A4 , A4	*,4.	,77,	, . ٤	,18-	,11	10
۸,٤٩	1,70	1,09	1,44	١,٥٩	37,7	الجذر الكامن
,80	,17	,17	,۱۷	,17	, ۲۲	النبة

يتضح من الجدول (٢٨) ما يلي:

التشبعات على العوامل الحمسة والاشتراكيات والجذور الكامنة ونسبة التباين الارتباطى التي بلغت ٨٥٠٪ بمعنى استخلاص ٨٥٪ من قيمة التشبعات للمقياس.

١٢- استخراج الاشتراكيات سواء قبل التدوير أو بعد التدوير ويتم ذلك عن طريق ضرب كل قيمة في نفسها للعامل الأول ثم العامل الثانى ثم الثالث ثم الرابع، وجمع حصائل الضرب لكل القيم. كما يلى:

جدول (٢٨) الاشتراكيات قبل التدوير وبعد التدوير

الاشتراكيات بعد التدوير	الاشتراكيات	التغير
,٧٧	,٧٦	١
,4٧	,۸٦	۲
,41	,41	٣
,41	,41	٤
,۸٩	,49	٥
,47	,47	٦
٧٢,	,٦٧	٧
, ۸۲	,۸۳	A
,49	٠٩-	٩
,۸۹	,44	١.
٨, ٤٩	۸, ٤٩	المجموع
, ۸0	,۸0	_

يتضح من الجدول (٢٩) ما يلى:

ان الاشتراكيات قبل التدوير = الاشتراكيات بعد التدوير حتى وإذا كانت هناك فروق راجعة للتقريب.

جدول (۳۰) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتراكات قبل التدوير وبعد التدوير

	التشبعات بعد التموير						التدوير	د قبل 	ثبعاد	التنا		
الاشتراكرات	العامل الخامس	_	العامل الثالث		العامل الأول	الاشتراكيات	العامل الخامس	_	_	1"	العامل الأول	•
,٧٧	,-1	, · A	, 77	, · A-	*,A1	,٧1	,-1-	, - 0~	,41	-17,	,AY-	١
,47	,41	,	,TA	,44	•,va	ρA,	,17	,70~	,۲۰	a-A	۰۸۰,	٧
,41	,14-	70,	*,٧٢	,48-	,17	.41	,0.	3١,	,44-	,17	-۷۲,	۳
,41	,17	,	4,41	, 4	,.1	,41	,41	, o T	, £A-	,m	, £V-	ŧ
,44	۰۲۴,	70,	,1٧-	•,v.	۰.۷	,۸۹	,·A-	,۱۷	, 71°	٧٢,	-۱۱,	٠
,AY	, - 1-	, - 4-	۰,۰۷	*, 44	, - A-	,AV	-۵۴,	-70,	, 27	,04	۰۱۰	٦
, 17	,1٧-	,۲9	,11	۱۴۰	e,v1	٧٢,	,17	110	1A	۰۸,	, 29	٧
,AY	,67	, YV-	,17	,۱۴	•,v	, ۸۴	-۲٤,	۳۳-	-۲۲,	۸۷,	, 10	٨
,44	,19	9,49	,.4	7.7	, . ۲-	,4.	, 14-	Ψ,	,18-	174	,77-	4
,۸۹	•,4.	,11,	,.1	, \£~	,11	,۸۹	,٦٨-	,11	, ٤٩~	۶۰۴	,44~	١.
A, E9	1,40	1,09	1,74	1,09	7,72	A, £9	١,٠٢	1,14	1,78	1,14	7,72	
, A a	.14	,17	٧٧,	.11	.17	,40	,۱۰	, 17	,17	,19	,17	

يتضح من الجدول (٣٠) ما يلى:

تكتب نفس القراءة للجدول كما سبق وهذا الجدول صورة من إحدى صور كتابة التشبعات والاشتراكيات ويكتفى بجدول واحد من الجداول (٢٦، ٢٧، ٢٨، ٨٠. ٣٠، ٣١)

جدول (٣١) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتركيات

-	التشبعات بعد التنوير							التشبعات قبل التنوير					
الاشتراكيات	العامل الخامس	-		-	-	العامل الخامس	_	-	1	_	r		
,٧٧	,٠٦	, · A	, 44	, · A	o, aí	, - 1-	, - 0-	,41	-17,	,AY-	١		
,AV	,78	,	AT,	,77	*,٧0	, ٧٣-	,70-	٠٢.	4 - A	,A	٧		
,41	, ۱۲-	70,	*,٧٢	,41-	,17	, a -	,18	.44.	,77	, ٦٧-	۳		
,41	, 17	, - 0	*,48	,.4	۶۰۴	,78	-۲٥,	, £A	,m	, ٤٧-	ŧ		
,44	-۲۲,	,0%	, ۱۷-	٥,٧.	۰.۷	, - A-	,17	77,	γ۲,	,11-	٠		
,47	, . 8-	, - 4-	۰,۷	*,41	,·A-	,Yo-	,04-	, ٤٧	,04	۰,۱۵	١ ،		
,٦٧	, ۱۷-	,14	,۱۱	٠٣٠,	*,٧1	,44	,1-	1A-	,04	, £9	٧		
YA,	, 27	,44-	,17	,17	۰,۷	,48-	,17-	-75,	,44	, £0	A		
۶۸,	,14	*, 49	,-4	γ٠٣	, · Y-	, 14-	, W	,18-	17.	,44-	٩		
,49	*,4.	۲۱,	, - 8	-31.	,11	,14-	37,	-13,	,∙₹	-۳٦,	1-		
A, £4	1,70	1,04	١,٧٢	1,09	۲,۲٤	1,-1	1,74	1,18	1,74	۲,۳٤	المنز الكامن		
,80	,17	,11	,17	,11	,17	,1.	, 17	,17	,19	۳۳,	النبة		

يتضح من الجدول (٣١) ما يلي:

صورة أخرى من كتابة الجداول للتشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتراكيات.

ملحوظة هامة:

عند قبول الاختبار على العوامل نجد ان التشبعات بعد التدوير على العوامل من الأول حتى الحامس يمكن استخلاص ما يلى وذلك من خلال الجداول أرقام (۲۸، ۳۰، ۳۱).

١ - أولاً يجب تحديد القيمة التي يتم قبول الاختبارات عليها بالنسبة لكل عامل.

٢ - يجب أخذ قيمة (٧,) فأكثر لقبول الاختبار ولكن يمكن قبول قيم أخرى،
 (٦,)، (٥,)، (١٤) وأقل قيمة يمكن قبولها هي (٣,).

٣ - يقبل العامل الذي به ثلاثة تشبعات أو أكثر.

٤ - يرفض الاختبار الذي تشبع على أكثر من عامل.

٥ - قبول العامل الذي يكون جذره الكامن واحد صحيح فأكثر.

٦ - في هذا المثال سوف يكتفي المؤلفون بقيمة (٧٫) فأكثر.

وبالرجوع إلى جدول (٣١) يتضح ما يلي:

١ - تشبع الاختبارات على العامل الأول كما يلي:

- الاختبار الأول بلغ (٨٤,).

- الاختبار الثاني بلغ (٧٥,).

- الاختبار السابع بلغ (٧١).

– الاختبار الثامن بلغ (-٧٠).

٢ - تشبع الاختبارات على العامل الثاني كما يلي:

- الاختبار الخامس بلغ (٧٠).

- الاختبار السادس بلغ (٩٢).

٣ - تشبع الاختبارات على العامل الثالث كما يلى:

- الاختبار الثالث بلغ (٧٢,).

- الاختبار الرابع بلغ (٩٤,).

٤ - تشبع الاختبارات على العامل الرابع كما يلى:

- الاختبار التاسع بلغ (٨٩,).

- ٥ تشبع الاختبار على العامل الخامس كما يلى:
 - الاختبار العاشر بلغ (٩٠,).
- ٦ العامل المقبول فقط هنا العامل الأول حيث تشبع عليه أربعة اختبارات.
- حميع العوامل الأخرى ترفض حيث أن تشبعات الاختبارات عليها تقل عن ثلاثة اختبارات.

جدول (۳۲) ملخص التشبعات على العوامل

العامل اگامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	الاختبارات	^
				, 48		١
				,۷٥		۲
		,۷۲			تكتب هنا	۳
		,48			اسماء	٤
			,٧٠		الاختبارات	٥
			, 9.7		أو المتغيرات	٦
				,۷۱		٧
				۰,۷۰		٨
	,49				}	٩
,٩٠						١.
1,70	1,09	1,14	1,09	۲,۲٤	الجذر الكامن	
, ۱۲	,17	, ۱۷	,17	, ۲۳	النسبة	

يتضح من الجدول (٣٢) ما يلي:

١ – قبول العامل الأول (١، ٢، ٧، ٨).

٢ - رفض باقى العوامل.

بعد الخطوة السابقة من خلال جدول (٣٢) يجب تفريغ بيانات العامل الأول كما يلي:

جدول (٣٣) التشبعات على العامل الأول

التشبع	الاختبارات	•
, 48		. 1
,۷۵	يوضع هنا اسماء الاختبارات	٧.
,۷۱		٣
,v		٤

يتضح من الجدول (٣٣) ما يلي:

ان الاختبارات التي تشبعت على العامل الأول تراوحت تشبعاتها ما بين (٠,٧٠٠ : -٧٠,٠٠) وهذه الاختبارات تشترك في السمة . . . وبناء على ذلك يسمى هذا العامل بما يلي . . .

ملحوظة : توضع التشبعات بالنسبة للاختبارات مرتبة تنازليا أى الأكبر ثم الأصغر، وهكذا...

١٢ – استخراج التشبعات بطريقة التدوير الماثل.

جمول (٣٤) التشبعات بعد التموير بطريقة أخرى

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor L		rimax norma: Principal adings ske	components	cor.sta)
 Variable	{ Factor	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor
VAR1 YAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR9 VAR9	. 838878* . 748910* . 213647 . 035485 . 026544 093878 731360* 676902 041206 . 142787	.331940 235162 .093867 .697059	.226560 .378061 .723247* .939827* .172319 .069566 .118985 .251159 .099771 .036428	062322 .560855 090011 .268711	.028475 .210519 .7127826 .126558 .7230619 .743201 .451407 .288813 .895908*
Expl.Var	2.336175	1.584718	1.723674	1.604975 .160498	1.242279

يمكن اتباع نفس الخطوات التي تم القيام بها في التدوير المتعامد.

جمول (٣٥) التشبعات بعد التموير بطريقة الفارمكس

الاشتراكيات	العامل القامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	المتغير
,٧٧	۰,۰۳	,۱۰	, ۲۳	,·V-	Φ, Αξ	١
,47	۲۱,	۰,۰۴	,۳۸	,17	* ,٧٥	٧
,41	, 14-	, 0 Y	*,v _Y	,۲٤–	, ۲۱	٣
۹۱,	, ۱۳	, . 1-	*, 97	٦٠٩	, ۰ ٤	٤
,۸۹	, ۲۳–	70,	, 1٧-	,14	۰,۰۳	
, 47	, - 1-	, . 4-	,.∀	,4٢	۰, ۰۹–	٦
, ۱۷	,11-	, ۲۷	,17	,14	*, ٧٢	٧
, 47	, ٤0	, ۲۹_	۰۲,	,17	-۸۲,	۸.
,۸۹	, ۲۹	*,۸٩	,۱۰	۶۰۴	, • ٤–	١ ،
, 49	*,۸٩	۲۱,	,- 8	, 18-	, ۱٤	1.
A, £A	1,78	1,7.	١,٧٢	1,04	۲,۳٤	الجذر الكامن
,۸٤	, 17	,17	, \٧	,17	, ۲۳	النسبة

يتضح من الجدول (٣٥) ما يلي ٤٤),

١ - تشبع الاختبارات على العامل الأول كما يلي:

- الاختبار الأول بلغ ٨٤, .
- الاختبار الثاني بلغ ٧٥, .
- الاختبار السابع بلغ ٧٣ . .
- ٢ تشبع الاختبارات على العامل الثاني كما يلي:
 - الاختيار السادس بلغ ٩٢ , .
- ٣ تشبع الاختبارات على العامل الثالث كما يلى:
 - ~ الاختبار الرابع بلغ ٩٣ , .
- ٤ تشبع الاختبارات على العامل الرابع كما يلى:
 - الاختبار التاسع بلغ ٨٩, .
- ٥ تشبع الاختبارات على العامل الخامس كما يلى:
 - الاختبار العاشر بلغ ٨٩. .

ومن خلال التشبعات بعد التدوير المتعامد والتدوير المائل يتضح لنا الفرق بينهما.

ومن خلال الجداول (٣٦)، (٣٧)، (٣٨)، (٣٩)، (٤١)، (٤١)، نقدم مجموعة أخرى من أساليب التدوير المتعامد والمائل، ويتم معالجاتها وتفسيرها كما سبق في المثال السابق بطريقة الفاريمكس، وهذه الأساليب هي:

- 1 Biquartimax raw
- 2 Biquartimax Normalized
- 3 Quartimax raw
- 4 Quartimax normalized
- 5 Equimax raw
- 6 Equimax normalized

جعول (٣٦) طريقة بيكوارتيماكس للبيانات الخام

					+
STAT.	Factor		iquartimax Principal idings are	components.	or.sta)
Variable	Factor 1	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor 5
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	.841271* .749801* .239717 .038375 .066534 079173 710460* 699307 017523 .114388	.316508 239440 .086697 .701975* .921592* .203693			
Expl.Var	2.346746 .234675	1.593301 .159330	1.719700	1.593005 .159300	1.239069

جدول (۳۷) طريقة بيكوارتيماكس الطبيعية

+	*								
STAT. FACTOR AMALYSIS	Factor Long	Factor Loadings (Biquartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal components (Warked loadings are > .700000)							
	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor				
{ Variable	1 1	2	3	4	5				
i VAR1	-842569*	057960	.215204	.100381	.023302				
VARZ	.753459*	.333137	.370267	.022908	1 .206483 ≀				
VAR3	.225986	233411	.716060*	.519777	135819				
VAR4	.047372	.091297		056894	1 .121245				
VAR5	.023939	.700564*	175832	.556091	229165				
VAR6	096860	.920561*	.073111	092825	031964				
VAR7	729555*	188276	.126299	.272088	141443 i				
VARS	1673805	.114754	.264515	282605	453928				
VAR9	034149	.032604	.096778	.895595*	.285167				
(VARIÖ	-148385	145803	.038410	-217506	.893792*				
		j			\$555mmm				
Expl.Var	2.350339	1.586315	1.713905	1.605157	1.236105				
Prp.Totl	.235034	.158632	.171391	.160516	.123610				
*									

جدول (۳۸) طريقة كوارتيماكس للبيانات الخام

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor	Extraction	(Quartimax Principal adings are	components	r.sta)
Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Pactor 4	Factor 5
VAR1 VAR2 VAR3	.844287* .754521* .249021	.316265	.209256 .371102 .704683*	002264	.050552 .227796 137986
VAR4 VAR5 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	.049830 .064169 080527 709304* 695259 011709 .120797	.084408 .705191* .921118* .203875 .124189 .039425 147394		049265 .547425 095949 .297751 257289 .896537* .212226	.107012 222857 036295 168912 .423848 .284990 .898410*
Expl.Var Prp.Totl	2.358346 .235835	1.595440 .159544	1,712634 .171263	1.592941 .159294	1.232458 .123246

جدول (۲۹) طريقة كوارتيماكس الطبيعية

+	<u>*</u>								
STAT.	Factor Loadings (Quartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal components								
ANALYSIS	į		dings are		i				
l	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor				
Variable	1 1	2	3 1	4	5				
I VARI	.846098*	055195	.203632	.097354	.018487 [
VAR2	.757886*		:362383	.020414	.202731				
VAR3	.238417	231564	.708273*		143750				
VAR4	.059360	.088664	.941205* 179530	051066	.115702				
VAR5	.021487	.704185*		.551141 095684	227393				
VAR7	727493*		.133510	.275717	139941				
VAR8	670636	.108952	.278125	276016	1 1100240 1				
VAR9	027068	.034903	.093224	.897214*					
VARIO	.153741	147829	-040281	.220594	.891712*[
) Expl.Var	1 2.364408	1.588058	1.703943	1.605401	1.230010				
Prp. Totl	_236441			.160540	.123001 (
4	Para-,	h							

جمول (٤٠) طريقة إكوماكس للبيانات الخام

STAT.	Facto	Factor Loadings (Equimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)								
Variable	Factor 1	Factor	Pactor	Factor 4	Factor 5					
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR8 VAR9	.844287* .754521* .249021 .048830 .064169 .090527 .709304* .695259 .011710 .120797	.316265. 238019 .084408 .705190* .921118*			.050552 .227795 .137986 .107012 .107012 .1080295 .108012 .168012 .423848 .284990 .898410*					
Expl.Var	2.358346	1.595440 .159544	1.712634 .171263	1.592941	1.232458					

جِمول (٤١) طريقة إكوباكس الطبيعية

+			<u></u>								
STAT. Factor Loadings (Equimax normalized) (factor.sta)											
FACTOR	Extraction: Principal components										
ANALYSIS	i -	(Marked los	adings are	.700000)	1						
*	·		·								
1	Factor	Factor	Factor	Factor	Factor						
Variable	1	2	3	4	5 1						
4	<u></u>										
I VARI	.846098*	055195	.203632	.097354	.018487						
I VAR2	.757886*	.334228	,362383	.020414	.202731						
VAR3	.238417	231564	.708273*	.523571	143750						
VAR4	.059360	.088664	.941205*	~_051066	.115702						
VAR5	.021487	.704185*	179530	.551141	227393						
VAR6	099695	.919776*	-076907	095684	028303						
VAR7	727493*	.187120	.133510	-275717	139941						
VAR8	670636	.108952	.278125	276016	.455965						
VAR9	027068	-034903	.093224	.897214*	.281727						
: VAR10	.153741	147829	.040281	.220594	.891712*						
+	.										
Expl.Var	2.364408	1.588058	1.703943	1.605401	1.230010						
Prp.Totl	.236441	.158806	.170394	.160540	.123001						
4			h								

جدول (٤٢) الجنور الكامنة

Number of variables:10

PACTOR

Method: Principal factors (communalities=multiple R-square)

log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328

Number of factors extracted: 3

Eigenvalues: 2.30140 1.42053 1.18757

i	STAT. FACTOR ANALYSIS		Extraction;	Pi	Eigenvalue	s (f		tipl	e R-squarej	+
1	Value	i	Eigenval	i	% total Variance		Cumul. Eigenval	1	Cumul.	
1 : 1	1 2 3	1	2.301396 1.420528 1.187569	1	23.01396 14.20528 11.87569	1	2.301396 3.721925 4.909494	1	23.01396 37.21925 49.09494	!

جدول (٤٣) طريقة الارتباط

Correlations (factor.sta)

	ANALYSIS	n ecγouroxiMD	1	
YARE 1.00 .66 .36 .21 .00 -15 -40 50 .04 .21 YARE	*******			+
VAR2	I ADETAINTE I STATE I STATE	I WARS VARK YILRS	VANG VAD? 12mmb	I WANT I IMPAN.
	YAR2	.3¢ .21 40 .32 .46 † .14 1.00 .57 .02 .57 1.00 13 .02 13 1.00 17 .13 .50 04 .06 .24 † 18 .23 19 .47 .07 .39 .09 .16 34	-15 40 50 .18 43 24 -17 04 16 .13 .06 .23 .50 .24 19 1.00 .20 .14 .20 1.00 .32 .14 .32 1.00 04 .15 02	.04 .21 .13 .21 .47 .09 .07 .16 .39 ~.19 04 ~.15 .15 ~.11 02 .13 1.00 .35

جدول (٤٤) مصفوفة الاشتراكيات ومربع معامل الارتباط المتعدد

STAT. FACTOR ANALYSIS	1 1	Extraction:		Communalitic incipal fact Rotation	cors		ipl	e R-square)
ì	i	From 1	i	From 2	ı	From 3	i	Multiple
Variable	1	Factor	1	Pactors	1	Pactors	į.	R-Square
VAR1	i	.577191	i	. 644784	1	.682205	1	.639206
VAR2	1	. 569669	1	.569724	i	. 606633	i	. 659494
ERAY	1	.430777	1	.515384	- 1	.591217	i	. 687792
VAR4	J	.216435	1	.305084	- 1	.511372	i	-644BB4
VAR5	1	.001162	1	.341180	- i	. 680954	i	.589213
VAR6	1	.012005	1	J222546	1	.341719	i	.477356
VAR7	1	.154238		.402504	- i	.418705	i	-414554
VARF	1	.142194	1	.211572	i	. 456733	i	490079
VAR9	1	.106924	Ĺ	.418003	i	.421776	i	-642130
VARIO	1	.090800	į.	-091136	i	.198186	-i	.409656

جنول (13) مصفوفة البواقي

i	STAT. FACTOR ANALYSIS	1		1	•		ion: E).E	incipe	1	facto	æ	s (com	(D)		i	ta) pla R-:	-			!
1	Variable	1	VAR1	1		i		į	VAR4	i	VAR5	i	VAR6	i	VAR7	i		į	AR9	VAR	
ï	VAR1	i	. 68	÷	.61	i	.37	i	.19								45		. 09		6 1
i	VAR2	i	.61	i	, 61	ì	-44	i	.27	i	-14	i	01	ì	32	i	38	i	-24	-1	6 1
i	VAR3	i	. 37	i	.44	i	. 59	i	. 52	i	.03	i	03	i	09	i	03	i	.39	-2	9 1
i	VAR4	1	.19	1	.27	Ť.	. 52	ì	.51	ŧ	08	i	07	Ĺ	.02	i	.13	i	.35	.2	9 i
ŧ	VAR5	1	01	1	.14	1	.03	١	08	1	. 68	1	.47	1	.20	ı	15	i	.30	1	7 1
1	VAR6	ı.	14	1	~.01	1	03	1	07	1	.47	1	. 34	t	.23	ı	01	1	.20	1	4 1
i	VAR7	Ĺ	45	Ė	~.32	i	08	i	.02	i	.20	1	.23	Ė	. 42	ŧ	.34	i	.16	~.0	7 i
ŧ	VAR8	ŧ	45	1	38	ı	03	1	-13	ŧ	15	ı	01	ı.	.34	i	.46		-05	.0	5 i
ŧ	VAR9	Ť.	.09	i	.24	i	.39	i	.35	Ĺ	. 30	Ĺ	. 20	i.	.16	i	.05	i	.42	-1	3 i
1	VAR10	i.	.16	i	. 1,6	i	.29	i	.29	Ĺ	17	Ĺ	14	ŧ.	07	i	.05	i	.13	.2	0 i
ż		4		-+-				•		· i		à.		4		À.					

STATISTICA: PACTOR AMALYSIS

جدول (٤٦) مصفوفة البواقى

STAT. FACTOR ANALYSIS	.		tion: Pi (Mi	rincipa arked r	l factor	ions (form	n.≃malti .100000	iple R-:	•	1
 Variable	I VARI	J VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8	.32 .05 01 .02 .01 01 .06	.05 .39 13* .13*	01 13* 41 .05 01 14*	.02 .13* .05 .49 [05 .20*	.01 .00 01 05 .32 .03	01 .19* 14* .20* .03 .66	.06 11* .04 .03 .03 02	05 .14* 14* .11* 04 .14*	05 11* .08 28* .09 24*	.05 .04 20* 14* 02 02
VAR9	1 .05	.04	20*	14*	02	02	04	.08	.23*	.80

جدول (٤٧) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير

STAT. : FAUTOR : ANALYSIS :	Extraction: P.	rincipal	gs (Unrotated) (f factors (comm.=m oadings are > .70	ultiple R-square)
Variable	Factor 1	1	Pactor 2	Pactor 3
VARI I	759731	*1	259987	.193444
VAR2	754764	*i	-007408	.192117
VAR3	656336	i	.290872	275378
VAR4	465226	i	.297740	454190
VAR5	~.034093	i	.583117	.582894
VAR6	.109567	- E	.458847	.345215
VAR?	.392732	1	.498263	127283
VARE	.377087	i	.263395	495138
YAR9	326992	i	. 557745	061425
VARIO (301330	1	.019338	327175
				4
Expl. Var 1	2.301396	- 1	1.420528	1.187569
Prp. Tot!	.230140	i	-142053	(.118757

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction: Pr	rincipal	s (Varimam ra factors (com oadings are >	amalt:	ple R-square)	
1	Factor	·t	Factor		Factor	
Variable !	. 1	1	2	1	3	
VAR1 /	. 795505	*	064294		.212706	
VAR2	. 680779	i	.130940	i	. 355003	
VAR3	. 274599	- 1	.021694	i	.717873	
VAR4	.039724	i	093534	i	.707846	
VAR5	.050384	1	.823660	*1	000322	
VAR6 /	119556	- 6	.571920	i	018233	
VAR7	573524	i	.281539	i i	.102524	
VAR8 1	630795	i	140875	ì	. 197445	
VAR9	.000957	i	. 365076	i	. 537117	
VARIO	. 082720		210993	i	.383170	
Expl.Var	1.923778	}	1.312916	1	1.672800	
Prp. Totl	.192378	1	.131292	i i	.167280	

جنول (٤٨) التشبعات بعد التنوير

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

M.E

STAT. FACTOR AMALYSIS	Extraction: P	Factor Loadings (Varimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Warked loadings are > .700000)									
	Pactoz	ı	Factor	i	Factor						
Variable	1	l l	2		3						
VAR!	-,771307	*	085144	1	.282915						
VAR2	653548	- 1	.121616	1 .	.406033						
VAR3	~.213985	i	.045239	ì	.737144						
VAR4	.023961	1	061052	ì	.712089						
VAR5	085670	i	.820096	٠į	032504						
VAR6 1	.092851	i	.574636	İ	053774						
VAR7	.567447	i	,308361	i	-040282						
VARE	.650636	i	~, 106463	i	-148562						
VAR9	.028452	i i	. 390033	Ī	.518498						
VAR10	041064	į	195500	į	.397836						
Expl.Var	1.832183	1	1.327200	1	1.750111						
Prp.Totl	.103218	1	.132720	i	.175011						

STAT. [! FACTOR ! ANALYSIS	Factor Loadings (Biquartiman raw) (factor.stm) Extraction: Principal factors (comm.=mmltiple R-square) (Marked loadings are > .700000)								
i i	Factor	1	Factor	i	Pactor	1			
Variable	1		2		3,	!			
VARI	.797458	*1	062977	1	.205670	ì			
VAR2	. 683561	į.	.131758	1	,349310	i			
VAR3	.280782		-020999	i	.715498				
VAR4	. 046074	ŧ	094711	+ 1	,707304	- 41			
VAR5)	.048636	1	.823765	*1	.000724	- 1			
VARE	120920	- (-571696	1	016163	- 1			
VAR7	573205	į.	.280133	i	108010	- 1			
YARS I	628755	i	142571	i	.202665	i			
9AR9 1	.004854	i	.364126	į.	.537745	i			
VARIO 1	.086494	1	211499	i	.382056	i			
Expl.Ver i	1.932545		1.312278	1	1.664671				
Prp.Totl	.193255	i	.131220	i	.166467	ì			

جنول (٤٩) التشبعات بعد التنوير

STAT. PACTOR ANALYSIS	Extraction: P	rincipal	(Biquartimax) factors (come loadings are >	a.=multi	ple R-square)	
	Factor	1	Pactor	1	Factor	
Yariable	1	l l	2		3	
VARL	.797458	*1	062977	i	-205670	
VAR2	. 683561	- 1	.131758	1	.349310	
VAR3	.280782	i	.020999	ì	.715498	-
VAR4	.046074	i	094711	i	.707304	4
VAR5	.048636	ĺ	.823765	*1	.000724	
VAR6	-,120920	1	-571696	- 1	016163	
VAR7	573205	l l	.280133	- 1	.108010	
VAR8	628755	Ĺ	142571	1	.202665	
VAR9	.00485f	1	,364120	1	.537745	
VAR10	.086494	1	-,211499	į.	. 382056	
i Expl. Var	1.932545	I	1.312278	1	1.664671	
Prp.Totl	.193255		.131228	- 1	.166467	

جنول (۵۰) التشبعات بعد التنوير

STAT. FACTOR AWALYSIS	Extraction: Prin	(Biquartimax normaliz cipal factors (comm.≈m ked lomdings are > .70	ultiple R-square)
Variable	Pactor 1	Factor	Factor
VAR1	770173	*1082743	.286692 1
I VAR2	651157	.123024	1 .409258
1 7AR3	210215	.045807	738193 +
VAR4	.027268	061233	.711954
VAR5	083230	.820369 *	031973
VAR6	.094405	.574347	1 ~.054153
VAR7	.568612	.306556	.037532
I VAR8	.651018	108545	.145348
VAR9	.032236	. 389864	.518404
VARLO	039727	195429	.398007
Expl.Var	1.827707	1 1.326653	1.755134
1 3(p.76t1 1	.182771	.132665	1 .175513
+	- 102 1 1 2		
i STAT.		s (Quartimax normalize	
FACTOR		cipal factors (comm. ===	
ANALYSIS 1		ked loadings are > .70	
+	/PEL	.eu louings are / ./o	4
1	Pactor	Factor	Factor
Variable	1	2	1 3
VARL	,768922	080394	.290691
I VAR2	648628	.124980	.412667
1 1002	005010	046331	

1 1	Pactor	i	Factor	1 Factor	
Variable	1	i	2	3	
VAR1	,768922	*1	080394	.290691	
VAR2	, 648628	1	.124980	.412667	
VAR3	,206219	1	.046331	.739286	
VARE	~,030789	- E	061444	.711793	
VAR5	.060639	Ĺ	.820629	031407	
VAR6	-,095911	į.	.574059	054552	
VAR7	-,569752	i	,304777	.034616	
VAR8	-, 651426	i	~.110598	1 .141934	
VAR9	036153	Ť	. 389670	518292	
VAR10	,038260	i	195374	.398177	
Expl.Var	1.822912	1	1,326116	1 1.760466	.~=~
Prp.Totl	.102291	1	,132612	1 ,176047	

جدول (۵۱) التشبعات بعد التدوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Equimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
	Factor 1	1	Factor 2	1	Factor 3						
VARL	.799571	*1	061666	1	.197706						
VAR2	.686691	1	.132585	- 1	.342797	- 1					
1 VAR3	.287765	1	.020361	i	.712737	*					
I VAR4	.053227	İ	+.095825	İ	.706652	*					
· VAR5	.046937	E	_823862	*1	.001672	1					
VAR6	122255	i	.571469	i	013983	- 1					
I VAR?	572693	i	. 278752	i	.114128	ŀ					
1 VA38 1	626435	i	144228	- 1	.208592	1					
I VAR9 L	.009392	i	.363208	1	.538301	- 1					
VARIO	.090686	İ	211972	. !	.380820						
i Excl. Var	1,942360		1.311661		1.655473						
Pep.Totl	. 194236	ì	.131166	i	.165547	į					

جيول (٥٢) التشبعات بعد التنوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction: P	rıncipa	Equimex normal L factors (com Loadings are >	nmult:	iple R-square)	
Variable	Factor 1	1	Factor 2	1	Factor 3	
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR3 VAR4 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10 V	768922 648628 206219 .030789 080839 .095911 .569752 .651426 .036153		080394 .124980 .046331 06144 .820629 .574059 .304777 110598 .389670		.290691 .412667 .739286 .711793 031407 054552 .034616 .141933 .518292 .398177	*
Expl. Var Prp. Totl	1.822912 .182291	1	1.326116 .132612	1	1.760466 .176047	

4						
STAT.			s (Quertimax r			- 1
FACTOR	Extraction: P	rincipa	l factors (com	n.=mult:	iple R-square)	- 1
ANALYSIS	(Marked	loadings àre >	.70000	D)	1
1	Eactor	i	Factor	ŀ	Factor	i
Variable	1	- 1	2	Į.	3	1
VARI (.799571	*1	061666	1	.197706	1
VAR2	.686691	1	.132585	į.	.342797	i
I VAR3	.287765	i	.020361	i	.712737	*1
VAR4	.053227	i	~.095825	i	.706652	- 41
VAR5 1	.046937	i	.823862	*1	,001672	- 1
VAR6	122255	į.	.571469	1	~.013983	i
VAR7	572693	1	,278752	ĺ	.134128	- F
VAR8	626435	i i	144228	- 1	-208592	- 1
VAR9	.009392	i	.363208	1	.538301	i
VAR10	.090686	- 1	211972	1	.380820	1
Expl.Var	1.942360	1	1.311661	1	1.655473	i
Prp.Totl	.194236	i	.131166	i	.165547	- (
h						

جعول (۵۳) التشبعات بعد التعوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction; P.	rincipa	uartimes norma l factors (com loadings are >	nmult:	ple R-square)	
Variable	Factor 1	i	Factor 2	-	Factor 3	
•						
VAR1 1	768922	*!	080394		.290691	
VARZ	648628		.124980		.412667	- 1
, VAR3	206219	l.	-046331	1	.739286	*!
VAR4	.030789	1	961444	- 1	.711793	•1
VAR5	~.080839	- 1	.820629	*1	031407	ĺ
I VAR6]	.095911	i	.574059	i	054552	ì
! VAR7 1	. 569752	ĺ	.304777	i	.034616	i
VAR8 1	.651426	1	~.110598		.141933	- 1
VAR9	.036153	i	. 389670	i	.518292	i
VARLO	938260	i	195374	i-	.398177	i
Expl.Var	1.822912		1.326116		1.760466	
Prp. Totl	.182291	i	.132612	i	.176047	i

من خلال الجداول من (٤٢-٥٣) يتم قرأتها وتفسيرها كما جاء في الجداول السابقة في طريقة المكونات الأساسية ويتم ترجمتها مستعينا في ذلك بالجداول (١٤، ١٤، ١٦، ١٨، ١٠، ٢٥، ٢٥، ٢٥، ٣٠).

STATISTICA: PACTOR AMALYSIS

data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 wariables]

2G cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted

Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of Variables:10

Hethod: Principal factors (MINRES) log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328 Number of factors extracted: 3 Eigenvalues: 2.24460 1.40768 1.23635

		+						-		-4
1	STAT.	1	E3	gen	nvalues	0	factor.sta	ı)		-
1	FACTOR	١	Extractio	m:	Princip	pa:	i factors	(2	KINRES)	1
1	RISYLANA	!								ı
4		-+-				- 4.		+		-4
ŧ		ı	1				Cumul.		Cumul.	ŧ
1	Value	i	Bigenval	W	Briance	ı	Eigenval	ı		
4.		-+-				-+-		+-		4
1	<u> 9</u>		2.244602							
i	2	1	1.407879	14	1.07879	1	3.652401	ı	36.52481	1
1	3	ı	1.236353 (13	2.36353	1	4.000034	1	48.88834	Į

STATISTICA: EACTOR AMALYSIS

STAT. FACTOR ANALYSIS	+-	Extracti	LOD	: Princip Rotation:	a]	factor.st factors inrotated	(MINRES)
 Variable	i	From 1 Factor	1	From 2 Factors	1	From 3 Factors	Multiple R-Square
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8	1			.720584 .548303 .450775 .334809 .503148 .178075 .393907 .203895 .247846		.763632 .564831 .510267 .584690 .989998 .225901 .412841 .460377 .247885	.639206 .659494 .687792 .644884 .589213 .477356 .414554 .490079

				-				-					~	-		-					+
-1	STAT.	1					Repr	0	duced	С	orrele	t	ions (£	actor.	9	ta)				1
- 1	FACTOR	1					Extra	IC.	tion:	F	rincip	260	1 fact	o	EM) es	æ	RES)				3
- 1	RICYLAKA	ł																			1
+		+		4		٠		+		-+		+		4		+		+		+	
1		١		1		ł		ŀ.		1		1		ŧ		1		1		١	1
1	Variable	ı	VAR1	1	VAR2	1	VAR3	1	VAR4	1	VARS	ŧ	VAR6	1	VAR7	à	VAR8	V	ZAR9	Ĺ	VARIO!
+		+		-+-		+		+		+		+		÷		4		+		+	+
1	VARI	÷	.76	1	. 62	1	.38	ŧ	.20	ł	01	1	13	i	47	ı	47	1	.11	1	.17
-1	VAR2	1	. 62	1	.56	ı	.43	i	.30	ı	-14	1	02	i	29	f	33	í .	.21	Ė	.17 [
ı	VAR3	1	. 38	1	.43	4	.51	i	.50	1	.04	i	. 00	i	08	i	03	Ĺ	.28	i	.22
3	VAR4	١	.20	1	. 30	i	.50	1	. 58	1	10	i	02	ì.	.04	ŧ	.17	i	.27	4	.25 !
,	VAR5	i	01	Į	.14	i	.04	Ĺ	10	1	.99	i	-44	Ė	-24	ı	18	i	. 30	i.	16 i
Ė	VAR6	1	13	Ĺ	02	i	-00	i	02	1	- 44	i	.23	1	.21	ì	. 03	ī.	.15	i	Of I
1	VAR7	i	47	i	29	i	08	Ė	-04	i	.24	i	-21	i	.41	i	.34	í .	.10	i	07 1
i	VAR8	i	47	į.	33	Ė	03	i	.17	i	18	i	.03	i	.34	i.	.46	i i	.02	i	-02
i	VAR9	i	.11	i	.21	i	.28	i	.27	i	.30	i	.15	i	.10	i	.02	i	.25	i	.07 1
	VAR10	i	.17	i	. 17	î	.22	í	.25	i					07		. 02		.07		.13
÷		÷		÷		÷		÷		÷		÷		÷.		į.		·		÷	
i	VAR9	1114	.11	i	.21	į	.29	i	.27	į	.30 16	į	08	1	07	i	.02	i	.25 .07	į	.07

:	STAT. PACTOR AHALYSIS	!		Extrac	tion: 1	rincip	ions (fe al facto s are >	NES (MIII	IRES)	Luviand	
1	Variable									VAR9	VAR10
	VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8	.24 .04 02 .01 .01 .07 .07	.04 .44 ~.12* .10 .00 .20* 14*	02 12" .49 .06 02	.01 .10 .06 .42 ~.03 .15*	.01 .00 02 03 01 .06	01 20° 17° 15° 06 77	.07 14* .04 .01 00 00	03 .09 15° .07 01 .10° [02	20° .09 18° .04	.04 13*[09 03 06
	VAR9 VAR10	07	08	.19°	20°	.09 03	184 ~.08	04	04	.75	.28*

STAT. FACTOR ANALYSIS		Correlations (factor.sta)												
Variable		VAR2	1 10AR3	123434	WAR5	VARE	VAR7		VAR9					
VARI. VARIZ	1.00	1.00	.36 .32 1.00	.21	100	15 .18 17	40 143 [04	150 124 18	.04	.21 i				
STATISTICA:							.В	* ·						

-		-+-						, —		-						-				-		+
	STAT.	1							Corre	1	ations		{facto	or	.sta)							1
	FACTOR	i.							Case	94	ise de	:1:	etion	0	E NO							i
	ANALYSIS	ř.									Ni-	2	0									i.
-		÷.				-4-				-		÷		-4-		4-		-+-		+		÷
		i.		i		i		i		i		Ė		i		i		ì		ò		i.
	Variable	i	VAR1	i	VAR2	i	VAR3	i	VARG	i	VAR5	ï	VAR6	i	VAR7	i	VARB	ï	VARS	ï	VARIO	ıi.
		4		÷		÷		÷		÷		÷		÷		÷		٠.		÷		4
	VAR4	i	.21	î	. 40	i	. 57	i	1.00	i	13	i	.13	i	.06	i	.23	j	.07	i	.16	i
,	VAR5	i	00	i	.14	i	. 02	i	~.13	i	1.00	i	.50	ì	-24	ì	19	i	. 39	i	19	i
	VARE	i	15	÷	. 18		17						1.00		.20				04			
	VAR7		40		43		- 04						.20		1.00		. 32				11	
	VARE				24						19		.14						02		.13	
	VAR9	ı	- 04	ı	-13	Ţ	- 47						04						1.00		-35	
	VARLG	1	.21	1	.21	-	- 09	1	.16	1	19	1	16	1	11	1	. 13	1	. 35	١	1.00	1

STAT.			s (Unrotate		
FACTOR			rincipal fa		
ANALYSIS	(Marke	d lo	adings are	> .7	00000)
	Factor	- 1	Factor	- 1	Pactor
Variable (1	- 1	2	- 1	3
				4	
VAR1	807204	*1	262688	- 1	.207481
VAR2	739879	*1	.029695	i i	.128561
VAR3 I	~.616813	i	-265172	i	243910
VAR4	477911	i	.326205	i	499881
VAR5	~. 037594	- i	.708332	-1	.697747
VAR6	.087984	i i	-412715	i	.218693
VAR7	.388626	i	. 492825	i	137604
VAR8	.364768	1	.266156	1	506441
VAR9	269004	i	-418906	i	006275
VAR10	266722	i.	000313	i	239311
Expl.Var	2.244602	- 1	1.407879	1	1.236353
Prp. Totl	-224460	- 1	.140788	i	- 123635

' SEAT. | Factor Loadings (Variman raw) (factor.sta) |

FACTOR ANALYSIS		Principal fact Loadings are >	
	Factor	Factor	Factor
. Verlable	1	2	3 1
VAR1	1 .349)80 *	020163	.201775
VAR2	561947	.131715	.368162
VAE2	.291551	.067944	.650359
VAF4	. 515190	084895	.758396 *1
VARS.	.025252	.994426 4	621945
t VARé	131564	.44k786	.037809
VAR7	573815	. 257125	.123146
'JARS	614599	156681	2239726 1
: VAR9	.043181	.311537	.395960.
I VARIO	.129468	~. 154453	.300865
1	#		basin no rusumana
Empl. Var	1 1.970441	1.429985	1.43340B
Prp. "orl	1197044	-142998	.140841 [

STATISTICA: FACTOR AMALYBIS

					H. B	
+						
! STAT.	Tactor Loadi					
FACTOR			Principal			i) I
ARALYSIS	; (9ta	rked	loudings a	26 >	(000001	1
* · · · · · ·		+-				
1	Factor	- !	Factor		Pactor	
Variable	1 2	- 1	Z	1	3	!
***********	**********					Harar B
VAR	798435	*!	072009		.346254	1
VAR2	.581823		.110041		.467821	E.
1 VAR3	.163450	- 1	.079627	£	. 685764	F.
1 VAR4	083743	1	¬.€23539	8	.759463	-1
1/2R5	.121421	- 1	_983696	-1	~.087162	t t
1 VRR6	1113360	- 1	., 461116,	1	020548	E
VAR7	1 ~_>61629	- 1	.312088	1	-003962	1
1 VPRB	65?337	- 1	~.087909	i	.141129	F
1 VARS	. 30?365	- 1	.338819	Ť	.364726	1
VARIC	-052234	Ė	~.137263	i i	-326865	i
********	-	4-				
1 Excl. Var	1.795583	*	1.444280	7	1.648970	1
! Prp. Totl	17935#		.144428	1	.164897	1
						,

4						
	actor boads					sta;
1 PACTOR					CS (MENRES)	1
AMALYSIS !	79a.rk	ed l	oadings are	> .	7330901	4

	Factor		Factor	- 1	Pactor)
: Variable !	2	- 1	2	- 1	3	l l
4 ,						
VARL	.855151	-1	02B1e3	- 1	.107008	1
VRR2	. 648230	1	.131196	- i	. 356917	i
! VAR.	302798	i i	.048164	i	-645183	1
1 7384	.061337	- 8	094602	- 1	.797476	44
· VARS	-024553.	- E	.994116	* k	022659	1
· VARG	· . 151147	Ý	-443314	i i	.040268	i
· VART	~.57357¢	- 6	. 257224	1	-153022	i
1 YARNE [~.610360	- i	159534	4	.250410	i
YAR9	.049899	ř.	_311690		-365C34	i
1 YAR'- 5	.123659	Ė	154350		.258823	i
L samuelugie		+				
f PapVar 1	1.986315	1	1.430045	- 1	1.472474	
7.b.70t (.198632		.143064	i	147247	ĩ
\$ - more or \$10						

ı	STAT.					(factor.sta)	ı
r	FACTOR	1	Extraction:	Principal	factors (MII	IRES)	1
	AMALYSIS	1	(Marked	loadings a	are > .700036	3	1

1	Variable	ŀ	Factor 1	i.	Pactor 2	1	Factor 3	1
i	VAR1	1	.795320	*}	077615	i	_353659	1
i	VARC	Ī	.576931	ì	-110222	i	.468863	i
1	VAR3	ł	.176529	Ė	.077548	i	. 687816	i
4	VARA	1	C93002	1	026840	- 1	.758499	* 1
	VAR5	į.	. 118817	,	.984447	·i	082123	i
	VARE	ī	114772	1	.460798	i	019837	i
	VAR7	•	562729	1	.310125	ŧ	000254	į.
i	VAR9	1	658860	- 1	090642	+	.134405	i
i	VAR9	1	.003152	i i	. 337399		-366111	i
i	VAR10	i	.049550	- (138374	+	.326815	i
•		+				+		
	Expl. Var	ŀ	1.785710	1	1.443757	L	1.659366	1
1	Prp. rot1	1	.176571	i	.144376	1	.165937	- 1

STATISTICA: ÉACTOR AMALYSIS

+											
I STAT.	Pactor Loading	s (Quartimax ray	w) (factor.stal)								
F PACTOR		Principal fact									
AMALYSIS	(Marked loadings are > .700000)										
#		4	4								
1	Factor	Eastor	Pastor								
f Vaciable	1 1	2	1 3 1								
A	·										
VAR1	.#56535 *	028231	1 .170831								
VAR2	.654917	.131252	344510								
VAR3	.314971	.048428	. 639308 i								
1 7AS4	.075656	084236	.756221 *!								
VARS	.024598	-994399 *	023627								
VAR6	150277	.448863	.042898								
YAS7	570902	.257398	.143732								
VARS	605536	158294	262004								
· VAR9:	.657238	. 311862	383864								
: VARIO	129268	154224	296505								
and the second		1 .101213									
. Empl. Var	2.003281	1.430127	1.455425								
Prp.rot1											
FIP. TOLL	: .200326	143013	[.145543]								

	STAT.	:Factor Loadings (Quartimax normalized) (factor.sta)
F	FACTOR	Extraction: Principal factors (MINRES)
	AMALYSIS	(Marked loadings are > .700000)

7 /00 (21.0 20	1786	(AELIEG LORGINGS ELE > . 100000)									
Variable .	Factor 1	1	Factor 2	1	Pactor 3	i					
I VARL	~,791775	+1	076346		.361796	-					
t VAR2	571539	-	.110307	- 1	.475401						
VAR3	168946	- 6	.075437	1	-689952	- 1					
1 VAR4 1	00966	- 1	030227	1	.757356	*1					
I VARS	116352	- 1	.995154	10	077024						
VAR6	.216313	- 1	.460487	- 1	019264	i					
TVART :	. 563740		.308242	1	005035	i					
VAR8 i	-639941	i i	093370	i	.127034	i					
(VAR9	.001888	- 1	_335967	1	.367434	- 1					
VAR10	C46542		139489	1	.326783	i					
4					**						
Expl.Var	1.774816		1.443233	1	1.670785						
Psp. Tota	.177482	1	.144323	, i	.167079	i					

	4		~								
STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction:	Factor Loadings (Equimax raw) (factor.str Extraction: Principal factors (MINRES) (Marked loadings are > .700000)									
Variable	Pactor	Factor 2	Pactor 3								
I VARI I VAR2 I VAR3 I VAR4 I VAR6 I VAR6 I VAR8 I VAR8 I VAR10	1 .856535 * 1 .654917 1 .075656 1 .024698 1 -150277 2 -570902 1 -605536 1 .057238	-:028231 -:131252 -:048428 -:-084236 -:-94399 *: -448863 -:257398 -:-158294 -:-311862	.170831								
Expl.Var	1 2.003281 1 .200328	1.430127 .143013	1.455425 l .145543 l								

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

+	<u> </u>												
i STAT.	Factor Leadings (Equimax normalized) (factor.sta)												
FACTOR	Extraction	Extraction: Principal factors (MINRES)											
I ANALYSIS	(Marked loadings are > .700000)												
4													
1	Bactor	Factor	Factor	L									
Variable	1 1	2	3	t									
	<u> </u>												
YAR1	791775 *	076346	.361796	F.									
YAR2	571539	.110307	.475401	1									
VAR3	1 - 168946	.075437	689952	t									
I VAR4	.100966	030127	.757356	*1. 4									
VAR5	116352	.98515# *	077024	ľ									
VAR6	.116113	460487	019264	ĺ.									
VAR7	-563740.	.308242	005035	Í									
VARS	659941	093370	.127034	f									
VAR9	.001880	.335967	. 367434	E .									
VAR10	046542	139499	.326783	İ									
+		~~~~~~~											
Expl.Var	1.774816	1.443233	1.670785	E.									
Prp.Totl	.177482	.144323	-167079	£.									
			-	arangi.									

и.в .

05-08-00 13:06:45

wheth file: FACTURERR [26 cases with 10 variables]

28 cases whro processed (selected) 20 welld cases were accepted Correlation matrix was computed for 18 weekshies

Number of veriables:10 Pethod: Maximum: 14m21hood Rectors 10g/10) detenment of cortelation metrix: -1.8328 Number of Sectors extracted: 3 Experimentum: 1.50949 1.62528 1.79271

\$		
STAT.	Eigenvaluss (factor.s	
I FACTOR	Extraction: Maximum Likeliho	od factors
: AXALYSIS		

l	i % total Cumul.	
Value	Eigenval Variance Eigenva	
4		
1 1	1.509491 15.39491 1.50949;	
1 2	1.925739 18.25239 3.33472	
1 3	1.782708 (17.82708 - 5.11743	F 51.37438

STATISTICA: FACTOR ARRLYSIS

ж.в-

-4						-			-4
i	STAT. VACTOR AXALYSIS	1			mmalicies : Maximum Rotation:	ı i	ikelihood		101
1	Variable	1	From 1 Factor	1700	From 2 Pactors	į		Multiple R-Square	
	VAR1 VAR2 VAR4 VAR4 VAR4 VAR6 VAR6 VAR7 VAR6	1	.003269 .002848 .007578 .091694 .918347 213332 .051239 .048092		.152035 .331296 .390805 .969900 .950732 .271026 .051603	Links	.754048 .615271 .412101 .925866 .951286 .331283 .360494	1 .639206 1 .659494 [.687792 [.644884 1 .589213] .477256 1 .414554 .490079	1 1 1 1 1 1 1 1
1	VAR9 VARCD	1	.127708	İ	.178361 .068171	1	.170304	1 -64213Q 1 -409656	1

1 STAT.	1		Bentoduci	ed Correlatio	ms (factor.s	Ea) I			
1 25CLOR					balthood for				
AMALYSIS									
1 restrict									
				1					
i manakta		1 100000	A settler F see		!	man I man I man I			
Variable					7ARG YANG				
YARL	1 .79				.13 -,43	46 .08 i .19 i.			
VAR2	1 .64	1 .62	1 -43 [-3	19 1 .14 [.03 !27	32 : .15 i .15 i			
1 VA33	36	1 .43	4 41 1	55 1 .02 1	.07 105 1	34 .11 .23			
1 VA84	21	t .39	1 .55 1 .5	3 I12 F	.12 1 .95 :	(23 .09 [.17			
VAR5	130			12 1 .95 1		13 (.38 18			
VAR6	113				.33 .25	.97 (.22 10			
1 57AR7	145								
					.25 .36	-31 [.08]13 [
YARB	143				.07 [.31]	.46 F ~. 67 1 ~. 06 F			
. WARE	66. 1	1 .15		186, 166	180, 125.	~.07 : .18 04			
WARLU	1 -15	1 .15	1 .3.3 1 .1	17 18	.10 [23]	04 (30 (.09)			
datastastas	-4		· • · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			A and a second a second			

i	STAT. PACTOR ANALYSIS	TOR : Extraction: Minimum Libelihood factors																
1	Variable	1	VARL	1	VAR2	VALES	VARE	1		ij		i		i	WARR	1	WARS 1	WARLO
***	VARI VARI VARI VARI VARI VARI VARI	and the same narrows and the	.21 .01 .00 .00 .00	i	.01 .38 -11* .60 .00 .15*	.00 24*	.01 .01 .07 00	-			.24° .01	į	.05 .05 .05 .00 .00	Later	- 02 .08 - 14* .09 - 00 .01	1111	02	.05 i 04 i 01 i 02 i 06 i
1	VARI VAR9 VAR10	1	02 09	-	.0E 1	~.14* .36*	02	1	00	i	.07 25°	111	01 07 02	i	54 .05		.05 \$6.	.17=1

+ 1 1 1	TACTOR PACTOR PARTABLE	1	.Hot	n coefficients tation: Unrotat Maximum likeli	oed:
1	Veriable	1	Pector 1	Factor 2	Factor 3
	VARI VARZ VAR3	1	.012874 006487 .006834	~.12983); ~.101996 ~.071813	.578167 1 -206286 1 -037248

STATISTICA: PACTOR AMALYSES

STAT. PACTOR	1	No.	e Goefficiect: tation: Uncot:	bed	
ANALYSTS	1	Extraction:	Maximum, like	Libo	ed factors
	l l	Pector	Pactos	1	Prigtor
Variable	8	1	2	i	3
	-400		h		
V/4R4	à	.186476	808526	1	-, 371056
VAR5	1	-, 900744	248765	- 1	069824
YAR6	Ĺ	032121	024326	ı	054399
17687	1	01645R	~.001749	i.	129097
VARB	į.	.016814	006151	i.	175508
VARS	ì	020209	038720	i.	.002212
VAR10	4	.010836	-: 011463	- i	.021776

FACTOR MALYSIS	Factor Scores (factor.sta) Retation: Unrotated Retruction: Huniman likelihood factor					
Case	Paistòir 3. 1	Pactor 2	-Pactor			
11	28212	~.92261	01254			
2 5	- 67822	,58548	_8361¢			
3 i	.72822	. 68404	49667			
4.1	, 59521	1.60084	.99373			
5 [.93756	73238	-66598			
6.1	-1.50928	-1-06992	~1.04952			
7	. 66708	.85968	-1.01398			
8 [31791	48960	-1.27986			
'S]	.78614	.96483	~.63365			
10	~~20812 1	72474	-,63332			
11 1	.96324	47757	. 33392			
12 1	-1.96223	.58436	1.00159			
13	-97230	49668	.54637			
14 [-2.21283	2.67916	~.24686			
- 15	28212	92261	81254			
16	-,27040	-1.26316	1.88571			
17 1	.70976 1	·70346	53716			
18 (.76663	.58972	.13847			
19 1	2B212	92261	01254			

E2	MI. CLOR MIYSIS	1 -	Factor Loadings (Unrotated) (factor, sta) Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > _700000)								
Ve	rieble	1	Factor 1	E L	Factor 2	-	Factor 3	i			
V2 V2 V2 V2 V2 V2 V2 V2	NRI NRI NRI NRI NRI NRI NRI NRI NRI NRI	1	.357172 .353369 .287050 .302796 .58304 -462095 -226360 .219298 -357362 .212590	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	- 385703 - 573103 - 619053 - 893429 - 179559 - 239780 - C19068 - C52038 - 225064 - 151581		.801257 .532894 .145934 189910 023531 245474 555780 639007 .011923 .245545				
	p. Var		1.509491 .150949	1	1.825239 .182524	İ	1.782708				

STATISTICA: (WETOR ANALYSIS

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·									
STAT.	Parter Loading	rs (Verimer rem)	(factor.sts)						
FACTOR	Extraction:	Maximum likelihe	ood factors						
ALALYSIS	(315 {Merked loadings are > .700000} !								

1	Factor	Factor	Factor						
Variable	1 1	2 1	3 4						
-	finds in an Amely in our mater material or on the of								
LERV 1	032106	.152861	.87729B * E						
I VAR2	.144037	-371 5 88 j	.675769						
[VAR3	.053867	-556071 #	.316205 į						
[VAR4	~,057944	.957968 41	.070039 1						
[VARS	.371476 *.	074840 F	.043770						
t VANG	.526439 .	.169712	159197						
VAR?	.272429	.111150]	523374 1						
VARB	142600	279799 1	600422						
VAR9	. 398933	.112753	.081503 1						
VA-tIC	181261	-155610 [.179679 1						
****			4						
Expl. Var	1.535504	1.550114	2.031020						
Pep.Tota	.152550	-15901# I	.203182						

+	·									
4	STAT.) Fa	ctor Loadi	ega	(Varimax no		lized) (fact	or.stal		
1	BOTING	i i	Extraction: Maximum likelihood factors							
i	PHALYSIS	Ĺ	(Marked loadings are > .700000)							
ŧ	· garan		10 Pm 11 m m m m 12 m m							
1		F.	PASEDE	- 1	Factor	1	#actor	J		
- 1	Variable	l.	1	- 1	3	- 1	3	i		
P	"" -	***		u-de	~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~					
ŀ	VARC.		02995\$	- 1	-374979	- 3	-807600	*1		
1	VARZ	£	. 169255	- 1	-517817	- 1	. 564349	ŧ		
-1	VAR3	ŧ	.102423	- 4	.61.479	ŀ	. 166445	1		
1	VAR4	1	.033288	- 1	.945110	*1	177837	4		
-1	VARS	Ł	. 959071	91	147375	- 1	.098741	ą.		
1	VARG .	Į.	. 512516	- 1	-075595	1	176672	1		
1	VAR7	ı	. 289378	- 4	05.523	- 1	~. 523545	1		
1	VARE	1	~.106386		-128007	- 1	556829	1		
1	VARS	1	. 406695		.093871	- 8	.065505			
1	VARIC .	1	~.168D62	- 1	212000	- 1	.127146	1		
+		+						4		
ı	Expl. Var	í	1.344020	1	1.776112	1	2.797305	.1		
			754444		4777.44.5					
•	r.p. ratl	1	.154402	- 1	.177611	1	.179731	ŧ		

									d
111	STAT. TACTOR ANALYSIS	i.	Extracti	on:	(Biquartima Maximum lik loadings ere	elib	ood factors		1
i	Var iable	1	Factor	ĺ	Factor 2	1	Factor 3	i	
i		منف		-					
ĭ	VARI	i.	~.032308	- 1	.145043	- 1	.878617	*1	
1	VARZ	1	.143944		.365227	- 1	-679088	- 1	
i	VAR3	i.	.053873	i	. 553222	- i	. 321151	i.	
1	VARG	1	057802	- 1	-957316	41	.078558	- 1	
i	VAR5	i	.971454	*1	075391	i.	.043352	- i	
1	VAR6	1	. 526508	- 1	-171035	- 1	157543	- 1	
i	VAR/	i	.272583	Ĺ	.115771	Ė	522292	Ė	
1	VARE	1	142398	F	.285162	- 1	597942	- 1	
i	VAR9	i	.398931	i	.112955	ì	.082638	i	
1	VARLO	1	181261	- 1	.154034	- 1	,181012	i	
+		-4		+					
1	Expl.Var		1.535528	- 1	1.542855	- (2.039055	4.	
ŧ	Prp. Tctl	1	- 153553	- 1	-154285	ŧ	. 203906		

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

R.B

. STAT.	Factor Loadings				r.sta)					
· FACTOR		ar Maximuu lik			- 1					
; AMALYSIS	(Mark	(Marked loadings are > .700000)								
*	+	 			+4					
1	Factor	Factor		Factor	ı					
 Vartable 	t 1	2	3	3 .	1					
	029159	.363912	-	010075						
. VAR1				.812875	41					
: VAR2	.169976	.509942	Ŷ.	. 571261	ł					
: VAR3	.102927	.609081		. 174723	1					
₹ VZVR €	.033764	, 947433	*:	164915	1					
VAR5	.959045 *	149311	1.	.096041	i					
VAR6	. 542471	.077666	1	176003	1					
VAR7	.288981	044537	1	524404	i					
VAR8	106761	.137047	1	654942	1					
VAR9	. 406800	.092711		.066497	1					
VAR10	167839	.210345		. 130152	1					
4	}	h			+					
Expl.Var	1.544083	1.763013		1.810341	1					
Frp. Tctl	.154408	.176301	:	.181034	3					
\$ m	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	 		**********	+					

+	**************************										
١	STAT. Factor Loadings (Quartimax rew) (factor.sta)										
1	PACTUR	ł	Extraction	en:	Maximum like	libe	od factors	i			
ŧ	ANALYSIS	\$	(Marke	d l	omings are	> .7	00000)	1			
A											
•		1	Pactor	- 1	Factor	1	Factor				
:	Variable	1	1	- 1	2	- 1	3	- 1			
•		-+		+		-a					
:	VAR1	f	032532	- 1	.136918	- 1	.879911	*;			
i	VAR2	į.	.1,43818	- {	. 358904	- 1	.682477	i			
1	VAR3	Į.	.053884	ı,	. 550218	- 1	-326279	- 1			
÷	YAR\$	t	057646	- 1	. 956559	* 1	.087391	- (
;	VAR5	ı	.971427	*1	075973	1	.042928	ŧ			
•	YAR5	1	. 526585	ı	. 172385	ě	~.155805	i			
	YAR?	1	.272756	- 1	.120544	- 1	521122	ŧ			
i	VAR3	1	142174	L	. 290706	1-	595319	- 1			
1	UARS	1	.39892B		.111111	- 1	.083753	- 1			
ŧ	VAR: C	Į	181304	- 1	.152387	- 1	-182377	- 1			
ħ:				+							
i.	Exp. Var	l .	1.535554	- 1	1.535402	- 1	2.046481	- 1			
;	?:F. Totl	1	.153555	i	.153540	- 1	-204648	- 1			
+				+				+			

		+					+				
,	SUAT.	Pactor Loadin	gs (Quartiman 1923	alize	rd) (factor.:	sta) l				
1	PACTOR			Maximum like			- 1				
1	ANALTEIB	(Vin	(Marked loadings are > .700000)								
i		Acres 6 Acres 1	1								
1		Pactor	- 1	Pector	1	Pactor	- 1				
1	Variable	1	- 1	2	\$	3	- 1				
ŧ			+				+				
	VARI.	027668	- 1	.347961	1	.019982	*1				
1	VAR2	1 -171275	- 1	. 498500		. 580890	1				
i	VAR3	-103773	- i	. 605445		.186464	Ĺ				
i	VAR4	.034472	F	.950446	*1	146389	- 1				
	VAR5	-959030	*1	-152085	- 1	-091748	i				
	VAN6	-542302	i	.020574	i	175214	i				
	WAR7	.288207	i	034543	1	525583	1				
	VAR2	107537	- î	.149942	1	651383	i				
1	VAR9	.406984	Ì	.091001	1	-067724	1				
i	PERIO	167450	i	.207919	i	.134400	- 1				
÷		+	4				+				
1	Expl. Var	1 1.544191	- 1	1.744300	- 1	1.826947	1				
ŧ	Frp. Totl	1 -154419	- 1	.174430	1	.182895	- 1				

STATISTICA: FACTOR AMALYSIS

н.в

1 8	STAT. Factor Londings (Equimax rem) (factor.stm) PACTOR Extraction: Maximum like.inood factors ANALYSIS (Maximum like.inood)										
Ē		i	Factor	i	Factor	- 1	Factor	i			
1.3	ariable	i	1	- 1	2	i	3	i			
ł		F-		4		-+-		+			
1 2	TARL	1	032532	- 1	.136918	- 1	-879911				
1 9	FAR2	1	.143818	- 1	.358904		.682477	- 1			
1.3	ZAM5	L	.053884	-	.55C218	1	.326279	1			
1 1	ZR4	1	057646	1	. 956559	*1	-087391	- 4			
1 8	7NR5		.971427	*1	075973		.042528	- 6			
T V	/ARā		- 526585	1	.172385	- i	155805	- i			
1 1	AR7		.272754	- 1	. 120544	- 1	521122	- 1			
1.3	/AR8		142174	- 1	.290706	- 1	595319	Ė			
1 3	PARS .		-398928	1	.111111		.083753	- 1			
1 1	MRIO		181304		.152397	- 1	.182377	- 1			
+		+-						+			
E	rav.lqx	1	1.535554	Į.	1.535402	- 1	2.046481	1			
	rp. Tota	1	.153555	ı	.153540	i	.204648	- 1			

FACTOR ANALYSIS	Extract	10n:	(Equimax norms Maximum like) loadings are	ihood factor	
i	Factor	- i	Pactor	Factor	i
Variable	1	F	2	3	į.
VARI I	027668		.347961	_6196 8 2	*1
VAR2	.371275	i	.498503	.580890	- i
VAR3	.103773	i	605445	.186464	i
V2434	-034472	1	.950446 *	146389	i
VARS /	. 959030	-1	152085 I	-091748	- i
VAR6	.542302	1	.080574	~.175214	- i
VAE7	.288207	1	034543	~.525583	- i
VAKE .	107537	- 1	.149942	651983	- i
YAR'S	-406984	ì	-091001	.067724	i
VARIO	167450	1	.2079_9	.134480	i
			4 744000		+
Expl.Var [- 1	1.744300	1.828947	I.
Prp. Forl [.154419	- 1	.174430 I	.182895	- 1

التحليل العاملي من الدرجة الثانية والدرجات العليا

يستخدم التحليل العاملي من الدرجة الثانية والدرجات العليا إذا كان لدينا عدد كبير من المتغيرات في مجال معين، وعن طريق التحليل العاملي من الدرجة الأولى والذي نصل منه إلى عدد من العوامل تقبل هي نفسها التصنيف في فئات أوسع وأكثر تجريدا ويمكن أن يستمر التحليل إلى درجات عليا إلى أن نصل في النهاية إلى عاملن أو ثلاثة فقط.

ويذكر صفوت فرج ملاحظة هامة، وهي:

أن التحليل العاملي من الدرجة الثانية، وكذلك عوامل المرجات العليا الأخرى له خاصية خاصة، وهي أننا نصل إلى تلخيص شديد لحجم تباين عوامل المدرجة الأولى المترابطة التي هي أصلا بمثابة تلخيص للتباين الارتباطى، ما يجعلنا نتحوك على التوالى نحو تلخيصات شديدة يمكن أن تختفي من خلال معالم الصورة السيكولوجية.

ومن خلال الجداول التالية يمكن توضيح هذه الفكرة والتى تتم بالخطوات التالية:

++		h			+
1 1	.1.	2	34	4	51
1 1	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5
++		h-,	·		
111.	677895	.7237001	.7673851	,7700331	.7702141
121.	638828	1.645868	.684704	.806127	.8589381
1 31 .	448170	555499	.637750	. 658299	.9069071
141.	221818	.350715	.581401	.854258	.913247
1 51 .	000231	450520	.8467941	.8780941	-884033
		.361822		.8088771	.871798
171.	239389	585761	.617883	.627919	.6776871
181 4	198427	. 276115	.656735	.763873	.853066
		466301		.8777191	.8950061
1101 .	129731	.1306861	.3706781	-4278591	.8909251
44					+

KZII

data file: FACTOR3.5TA [10 cases with 10 variables]

	Desc	riptive S	Statistics	(factor).sta)	
Valid W	Mean-	Nédian				
10			-000231	677895	.240837	-83075
10						
10 I						-1.44402 -1.84933
	10 10 10	Valid # Mean	Valid W Mean Redian 10 268663 230604 10 454689 510900 10 618502 647283 10 747306 807283	Valid ii Nean Nedian Nirisum 10 .268663 .230604 .000231 10 .454699 .510900 .130686 10 .618502 .647243 .370678 10 .747306 807502 .42750	Valid W Mean Redian Némissam Nexissam 10 268663 230604 000231 .677855 10 .454699 .510900 .130686 .723700 10 .618502 .647223 .370878 .867594 10 .747306 .807502 .427859 .878094	Valid W Mean Sedian Sinisman Saxisman Srd. Dev. 10 268663 230604 .000231 .677855 .240837 10 .454699 .510900 .130606 .723700 .180343 10 .518502 .647243 .370578 .46754 .385566 10 .747306 .807502 .42785 .878094 .140561

4-		+				,					
1	STAT.	-			Corre	lati	das (fe	ctor	3.stal		-
ſ	BASIC	i	Marked	i ćo:	rrelatio	902	re sign	ific	ant at p	< .05000	i
i.	STATS	i							missing o		
÷	****										
i						- i		- 1		1	1
i	Variabl	٠:	VAR1	- i	VAR2	i	VAR3	i	VAR4	VAR5	ì
i-						rand die				*****	
i	VAR	4 i	1.00	i.	72	*1	.35	-	~.05	128	i
i	VAR		. 72	*1	1.00	- ;	.62	i.	.34	49	- 1
•	VAR		.35	- 1	. 62	- 1	1.00	ľ	.51	25	
	VAR		05	- 1	.34	- 1	.53	- 1	1.00	.21	- 1
,	VAR		- 28	- :	49	- 1	25	- !	200		- !
1	VAR	7 !	20	- !	49	- 4	23	.!	-21	1.00	- 1
4-							,		-		~~

data file: FACTOR3,STA [10 cases with 10 variables]

10 cases were processed (selected) 10 valud cases were accepted Correlation matrix was computed for 5 variables

Number of Variables:5

Method: Principal components log(16) determinant of correlation matrix: -1.0585 Number of factors extracted: 2 Eigenvalues: 2.40160 1.36211

. STAT. | Eigenvalues (factor3.sta)
| FACTOR | Extraction; Principal components
| AKALYSIS | % total | Cumul. | Cumul. | Value | Eigenvel | Variance | Eigenvel | % | 1 | 2.481678 | 49.63356 | 2.481678 | 49.63356 | 2 | 1.362110 | 27.24219 | 3.643788 | 76.87576 |

4		_						-4
1	STAT.	į.	Commun	ali	time (fect	orl	.sta)	-i
i	EACTOR .	1	Extracti	op:	Principal	C	uponents	
ŀ	AMALYSIS	F	Ro	tæc	ion: Unrot	ato	rd .	- i
٠		-+-		-+-		-4-	******	~+
ŧ		E	From 1	ı	Pros. 2	1	Multiple	1
ı	Variable	1	Packor	4	Factors.	1	R-Square	1
٠		-+-		-+-				-+
٠	VARI	1	. 536781	ı	. 630977	-1	,671999	-1
	VAR2	L	.894630	1	.698840	ı	-810371	ı
ι	VAR3		.623282	1	.759959	Ł	.498490	E
1	VA(#4)	1	.154171		.894312		- 596320	-1
Ĺ	VNR5	1	.278615	E	, 639699	ŧ	-510877	1
į	VNR5	į	.278615	Ē	, 639699	į	-510877	į

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

SCAT. FACTOR ANALYSIS	į						(factor3	
. Variable	ŧ	VARI	į	VAR2	į	VAR3	VAR4] VAR5
I VAR:	1	.65	i	.71	i	.45 .72	01	59
VAR4	í	-45 02	ŀ	.72 .32	ł	.76 .63	1 .63	19
I VARS	\$ 450	59		54	+	19	.31	. 64

-	STAT- FACTOR AKALYSIS	E1	.C:action	relections : Principe siduals ar	. componer	033
		fiziene e e e e e e e e e e e e e e e e e e				
						i i
- 1	Voriable	VARL	I VARZ	I VANS	i Azerre i	VAR5
4		*~~~				
	VARI -	l .35	1 .80	10 °	103	.31 *1
	VAR2	.00	1 .30	~.11 b	.02	.05
ī	VAR3	~.20	411	*[.24	11 *	05
í	MARS	.03	1 .62	~.11 °	.33 1	18
-	VAR5	(.31 '	1 .05	105	10	-36
4		*****				

		+					4
1	STAT.	£a	etar Scate O	oeffi:	ients (fac	tox3.ste	4) :
i	SWITTER	l.			Derotased		- 1
1	ANALYSIS	1	Extraction:	Princ	ripal nonpo	ments	;
		-4		4			
t		1	Factor	1	Parboz	1	
ŧ	Veriable	ī.	2	i	2	1	
÷							
1	VAR.		.293570	1	254526	ı	
î.	VARZ		.38:175	1	016694	1	
r	VAR?		, 315124	1	.271417	1	
ŀ	YAR4		.156218	1	. 631604	1	
	VARG		212695	1	.441156	ĺ	

STAT.	٠ ،	Feator Scor		actor3.uta)	- [
KE. S				al composert	s i
		Pactor	- 1	Factor:	- 1
CASE	1	1	1	2	- 1
6.77	a to the same		m-1		4
	3 (1.62697	- 1	59555	- 1
	S E	1.056:16	- 1	~.00409	- 1
	3 1	.21823	- 7	-,24910	- 6
	4 [~. 41954	ě	.04915	- 1
	5 1	.25085	i-	1.51725	- 6
	6.1	57392	\$.51718	- 1
	7.1	. 51015	ï	-1,58733	- i
	8 i	35792	į.	.27600	i
	9 8	45782	- i	.74132	i
	16 1	-1.99312	ì	-1.46538	

STATISTICA: FACTOR REALYSIS

M/S

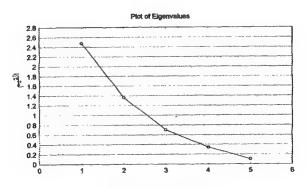
STAT. FACTOR. AMALYSIS		1Varo		ta [
: Vaciable	Factor 1	į E	Pagtor 2	
VARI VARS	1 .728547 4 .945954 1 .789482	3	349693 063330 - 369700	1
VAR4 VAR5	.392646 527840	Ì	.860314 .600903	4
Expl.Ver Frp.Totl		ķ	1.362110 .272422	

STAT. FACTOR WALTSTO		: Prie	max rawl (Sec cipal compone s are > .7000	r.bs
,	Eactor	1	Esctor	
Yaziable :	1	i	2	- 1
vaki !	805822	*1	. 303752	
VAR2 !	879733	*1	.353426	i
VART	~, 550253	1	. 675663	i
VAR4	.019569	1	. 545478	
VARS	.736307	*1	.312332	Ė
îxel.Var	2.270863		1.572925	
Prp. fot1 I	.454173	i	.314585	

STAT. FACTOR	1	Extraction	n: Princ	ormalized) (facipal components	
ANALYSIS	1	(Warked)	oacings	are > .700000)	
	I	Factor	i	Factor	i
Variable	İ	1.	1	2	1
VARI	1	.795322	+†	.135791	+
VAR2	į .	.810026	*1	-492644	i
VAR3	i	.432841	i	.756709	*
VAR4	í	~.174049	į	. 929526	*1
VAR5	İ	~.777497	*1	.187610	Ţ
Expl. Var	1	2.110826	1	1.732962	1
Frp. Totl		.422165	i	.346592	- 1

ملحوظة:

مبق ترجمة مثل هذه الجداول في الأمثلة السابقة وعليك أيها القارئ الاستعانة بالنماذج السابقة لترجمة هذه المخرجات.



الرسم البياني للجنور الكامنة

التحليل العاملي المعكوس Inverted Factor

يعود الفضل إلى استخدام هذا الأسلوب إلى رايموند كاتل Remond Kahle ١٩٤٦، وتهدف هذه الطريقة إلى دراسة فرد واحد من خلال فترات زمنية ممتدة وفى ظروف متباينة.

وتختلف هذه الطريقة عن طرق التحليل العاملي التقليدية في أنها لا تقوم على عينة من الأفراد بل على عينة من الظروف الزمنية بالنسبة لفرد واحد فقط. كما ان الارتباطات في هذه الطريقة تكون بين الأفراد في حين أن الطريقة التقليدية للارتباطات تكون بين المتغيرات.

ولكن هذا الأسلوب يجب أن يأخذ بحذر شديد نظرا لصعوبة استخدامه والشروط الواجب توافرها للحصول على نتائج صحيحة.

ملحوظة:

يجب استخدام أسلوب التدوير لأنه الأسلوب الذي يتوافق بدقة مع استخدام التحليل العاملي المعكوس.

ومن خلال المثال التالى يمكن توضيح هذه الفكرة.

جدول (۵٤)

+-	+					4		4	+	+	4	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
1	- 1	1	2	3	41	51	6	71	8 !	91	10/	111	121	131	141	151	161	17	181	19	20[
1	- 1	A	VA	VA	VAJ	VAI	VA	VA	VA	VA	VA	VA I	VAI	VAI	VAI	VA	VA.	VAI	ZA!	VAI	VA
4-	-+-	4			+	+	4	+	+	+	+	+	+	+	+	+	4-	+-	+-	+-	+
1	11	4	2	31	31	31	3 [31	2	31	41	31	21	21	41	31	31	31	21	31	41
																				4	
1	31	2	3	11	11	21	3 [31	2	11	21	31	21	11	21	11	21	31	31	11	21
ı.	41	21	11	21	1.1	4	41	11	21	1(21	3 (31	21	11	41	11	41	11	2	31
ì	51	41	2 !	31	21	4	41	41	11	21	31	31	31	2	11	41	11	11	41	11	3
1	61	3 (2	31	21	11	41	11	41	11	21	31	21	11	41	11	41	11	21	2!	31
1	71	4 [21	4	11	41	11	41	11	21	31	31	31	21	1.(41	11	21	31	2 [11
																				31.	
ł	91	4	1	4	11	21	3	31	2	3	21	3 [21	41	11	21	31	2	41	11	2
11	0	41	2	1(4	21	3 (31	31	21	31	2!	31	21	31	41	11	2	31	3	- 1
+-	-+-	4		+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+-		+-	+

جنول (۵۵) الإحصاء الوصفى

	STAT. BASIC STATS	 	4	Descriptiv	riptive Statistics (Mac.ata)								
1	Variable	 Valid N	l Pean	 Pindžant	Water	 Haxiyun	Std.Dev.	Skennoous					
i	A.	1 20	3.100000	4.000000	2.009000	4.000000	.994429	23728					
1	VARZ			2.000000	1.000000	4.000000	.918937	.60138					
\$	VAR3	10	2.600000	3.000000	1.000000	4.000006	1.074968	32201					
1	VAR4	1 10		2.000000	1.000000	4.000000	1.054093	.71151 (
ł	V94R5	1 10		3.500000	1.000000	4.000000	1.135292	09112					
i	VARG	1 10	3.200000	3.500000	1.000000	4.000000	.918937	-1.54641					
1	VAR7	1 10		3_000000	1.000000	4.000000	1.178511	25456 [
ı	BHAV		2.200000	2.000000	1.000000	4.000000	.918937	. 60136					
1	VAR9		1.900000	2.000000	1.000000	3.000000	.875595	.22345					
ŧ	VAR10		2.700000	3.000000	2.000C00	4.000000	.823273	. 68698 {					
1	VAR11		2.900000	3.000000	2-000000	4.000000	.567646	09112					
ł	VAR12	1 10	2.600000	3.000000	2.000000	3.000000	.516398	48412 1					
1	VARL3	1 10	2.200000	2.000000	1.000000	4.000000	.918937	.60138					
1	VAR14	1 10	2.200000	2.500000	1.000000	4.000000	1.229273	.43067					
	VAR15	1 10	2.800000	4.000000	1.000000	4_000000	1398412	47538					
1	VARIG	10	2.200000	2.500000	1.000000	4,000000	1.229273	.43067					
ı	VAR17	1 10		2.500000	1.000000	4.000000	.948683	.23424					
1	VAR18		2.700000	3.000000	1.000000	4.000000	1.159502	-,34212					
ŧ	VAR19	1 16	2.200000	2.500000	1.000000	4.000000	1.032796	.27232					
1	VAR20	10	2.700000	3.000000	1.000000	4.000000	-948683	23424]					

جنول (٥٦) مصفوفة البواقى

STAT. EACTOR AKALYSIS	! !			Extra	ual Cor ction: ed resi	Princip	al comb	osests			
 Variable	А	VAR2	WAR3	V2484	VALKS	VaR6	VAR7	VAR8	VAR9	VARID	VAR11
LA	.03	.01	.01	61	100	-,02	02 -	.01	02	01	DD I
I VARZ	.01	.02	01	00	00	.02	.01	j01	.02	00 [~_00
F VAR3	.01	01	.19	03	.00	12*	09	.09	114	01 H	02
I VAR4	~.01	00	03	.04	00	.02				01	.01 i
VaR5	00	00	.00	80	.04	4,00		.01	00	[~,00]	01
VARS	02	-02	120	-02	00	.13	-08	08	.09		.02
VAR7	02	.01	09	.02	~.00	.08	.09	04	.06	80	.01
. VARE	.01	- 01	.08	02	-01	~.00	[~v04: 1		06		~.02
VAR9	02	.02	11*	.02	00		.06				.01
VARIO	01	~.00	02	0ĭ	00	10.	00	.01			.01 [
VARII	36	00			OI		-01	O2			.03 [
VAR12	.02	02	.12*			10°			06	01	02
. VARL3	~.01	.61	~00	-92		.06			.04	.00	.01
: VAR14	.00	01	_03 [01			02				01
YARIS	.00	.00	.03	01	01				[03 :	00 1	D1
r VARLE	.00	00	02					.01		-,00	.00 [
VARLT	01	-02	-,II*						.07	.01 [.01
WARLS !	82	.00.	31*	-02	(Q0				.07	-01 (.01 L
VAR15	,82	02	.09	02	00.~		05	.05	07	O1	02 1
VAR20	02	.02	110	.01	01	10.	-07	06	.07	00	.02
+			h		h	J		ļ		+	+

1111	STAY. FACTOR AMALYSIB			Entre	tion:	relation Principa huals as	al compo	ments (0000)		
I	Variable	VAR12							WAR19	
i	A	02					01			
1	VAR2	02		01					07	
	VAR3	.12*							-09	
1	VAR4	(03		01					02	
1	VAR5	01			01				00 (
ş	YAR6		.06		03 1	02	.10"		07 !	
ţ	AMMA.	07				01			05	
1	VANE	-07	94	.01	.02	.01	86	~.06	.05 [06 į
5	VAR9	08	.04 (02	~.01	02	.07	.07	07	.07
	VARLO	10,- 1	.00 1	00	00	00	.01	.01	+.01	00 [
4	VARIL	02	-01	01	01	.00	.01	-01	02	.02 [
÷	VAR12	-12	06	.03	.62	.02	09	08	.07	09 1
1	VARLS	06	-05	00	~.01	02	.05	.04	05	.05
i	VARIA	.03	00	.04	.01	00	02	02	.01	02
÷	VARIS :	.02	01	.01	.04	-01	03	~.02	.02	~.03 /
1	VAR16	-02	02	00	.01	.04	01 1	01	.01	~.02
	VAN17	~.09	.05	02	03	03	.11	.09	08	.08
i	VAR18	-,08	-04	02	~.02	01	.09	.10	06	.08 (
1	VAR19	.07	05	.01	.02	-01	00.1	06	-09	07 4
\$	VAR20	09	-05	02	03	02	_08 [-08	07	.11
	a table or gain or formed	L	·				H4		h	

جدول (۵۷) مصفوفة الارتباط

,	DOST -					orrelat	noon is	mac.sta)					
	BACTE :			dawkad -	narra) ai	tione at	o sim	Ficant	at n <	05000			
	CHATC I	1		Mark Mark	i (Come	dah dah	letion a	of miner	ne data	1			
	STATE	b Karamatan ad			Luciaci		tweren .	h					ļ ~-
	STAT. BASIC STATS											i	i
į	Variable	1 A 1	VARZ	VAR3	VAR4	VABS	VAR6	WAR7	YAKE	VUMO	JONATO!	WARLE.	1
	A	1.00 1	51	.77*	OD	.11.1	39	.710	40	-54	.29	.00	1
	VAR2	51	1.00	34	.38	.02	06	09	. 25	-03	.10	.26	1
	VAR3	.77*	-,34	1.00	~.07	.20	-:47	.40	m	- 66	.05	.26	1
- 1	VAR4	00.1	.38	07	1.00	16	.38	26	,20	,13	.75*	30	l
				-20									
	VARG	39	06	47	.38	~.31	1.00	~.61	.39	39	05	26	1
	VAR7	.71	09	-401	26	.39	61	1.00	70*	-48	.16	.20	t
	VAR8	40 I	.25	11	.20	56	. 39	~.70*	1.00	13	41	.27	ŧ
1	VAR9	.54	.03	-66 [-13	.33	~39	48	13	1.00	.10	.54	ł
	VAR10	.29	.10	.05	.75*	.08	05	.16	4%	.10	1.00:	~.58	1.
-	VARLL I	.00	.26	.26	30	.43	26	-20	.27	-54	[~.58	1.00	l
	VARLIZ	24	.22	.03	.03	.72*1	03	,04	40 (II	[.18	~.00	1
- 1	VARI3	-13	06	-46	.07	.13	06	1 TO 1	17	.59	.10	0.00	t
- 1	VARI4	10 f	.30	08 (.62	41E	-18	35	.73*	.12	[.15]	.20	
	VARI5	.27	~.12	.39	18	.96*	30	-30	-444	-44	00	.53	
	VARLE 1	10]	-14	-,04	-57	-,85*1	.35	38	.62	07	24	~.41	ŀ
1	VARL?	50	.04	4.43	20	.36	09	24	04	194	,14	.25	ı
1	VARIB (- 43. 1	.18	-46	33	.23	35	-69*	18	-62	35	-61	1
- 1	VAR.9	36	-58	.03	.60	.21, (03	43	-37	.27	-32	.24	
	VAR20	26	.39	32	.86"	13	,729	33	.31. 1	03	.50	-,26	١.
4										h			
4											 -		•
4											 -	- Tenny (1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-	•
4											 -	James State of the	
1											 -		
4	STAT. BASIC STATS		inrked o	orrelat	correlations ar	ions (ve signi	mc.sta ficant of wiss	at p <	.05000		 -		•
-	STAT. BASIC STATS Vegiable	VARIZ	tarked o	Cases	correlations and deliverse del	tions (ve signi	ficant wiss	at p <	.05000	VAR20		and any global at Young	•
-	STAT. BASIC STATS Veriable	VARIZ	tarked o	correlation (Cases	correlations at the del	tions to the signification of	mc.sta ficant f wiss: VAR17	at p < ing data	.05000	VAR20		and the global of the second	
-	STAT. BASIC STATS Veriable	VARIZ	tarked o	correlat (Cases	correlations and rise del	tions to the signification of	mc.sta ficant f wiss: VAR17	at p < ing data	.05000	VAR20		and the short of the short	
-	STAT. BASIC STATS Veriable	VAR12	VARIS	correlat (Cases	varis	tions to re signi letion of VARI6	mc.sta ficant f wiss VARL7	at p < ing data	.05000 1 VAR19	VAR20		and the global of Years	
-	STAT. BASIC STATS Vegiable Variable VAR3 VAR3	-24 -22 -03	VAR13	VAR14	VARIS	varie	WARLT	at p < ing data VAR18 .41 .18 .46 33	.05000 13 VAR19 36 36 38 38 38	VAR20 26 .19 32 .86*		_{च्या} स्वत्युक्ती र गण्य	
-	STAT. EASIC STATS Veriable Variable VAR2 VAR3 VAR4	-24 -22 -3 -3 -72°	VARI3	VARI4	varis -27 -12 -39 -18	varie	WARIT	at p < ing data VAR18 .41 .18 .46 33 .23	.05000 s} VAR19 [-,36 (26 .19 32 .86*		an applied a visual	
-	STAT. EASIC STATS Variable VAR2 VAR3 WAR4 WAR5 VAR6	VAR12	VAR13	VAR14	CONTRE INITIONS OF THE INITIONS OF THE INITIONS OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE INITION OF THE I	tions (we signifection of the signifection of	VARIT	at p < ing dat. VAR18 .41 .18 .46 .33 .23	.05000 1} VAR19 36 (.98 (.	26 .19 32 .86* 13		ar graphed a visual	
-	STAT: EASIC STATS Veriable VAR2 VAR3 VAR4 VAR6 VAR6 VAR6	-24 .22 .03 .72° 03 .03	VAR13	VAR14 10380862413835	Correlations at the correlations at the correlations at the correlations at the correlation at the correlati	varia (varia) varia (varia)	W. stalficant of wiss: VAR17 50 .04432669	at p < ing data VAR18 -41 -18 -46 -33 -35 -35 -369*	.05000 a} VAR19 36 (.38 (.38 (.38 (.32 (.32 (.32 (.32 (.33 (.33 (.33 (.33	VAR20 26 .19 32 .83 13 72*		ar graph of a visco	
-	STAT. EASIC STATS Vegiable VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7	-24 -22 -03 -03 -29 -03 -04 -04 -04 -04 -04 -04 -04 -04 -04 -04	VARI3	Carrelat (Cases) (Cases) (VAR14) 10 .38 .08 .62 .18 .18 .35 .73	CORRETAL CONTROL OF THE CONTROL OF T	varia varia varia varia 10 14 04 57 85 35 52	WARLT S0 43 20 36 24 04 04 04 04 04 04 04 04 04 04 04 04 04	at p < ing data waris .41 .18 .4633 .2335 .66*	.05000 1 1 VAR19 36 .58 .03 .60 .21 43	26 .19 32 .86* 13 .72* 53		and the second second	
-	SIAT. BASIC STATS Veriable A VAR2 VAR3 WAR4 WAR5 VAR6 VAR6 VAR6 VAR8	VARI2(24 .22 .03 .72° 03 .04 40 41	VARI3	WAR14 WAR14 10 .38 .62 41 .18 .35 .73° .12	Correlations at rise del VARIS - 27 - 12 - 3918 - 96° - 30 - 30 - 44 - 44	tions (we signification of the	VAR17504320 .362404	at p < ing data VAR18 .41 .18 .46 .33 .23 .35 .69*	.05000 st VAR19 36 (.38 .60 .60 .60 .60 .60 .60 .60 .60 .60 .60	26 .19 32 .86* 13 .72* 53 .31		and the second second	
-	SIAT. EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR8	-24 -22 -03 -03 -04 -40 -11 -16	VARI3 -130646071306011759	VAR1410 .3808 .6211 .1835 .73-1 .15	COEXCIA: 11000 31 127 127 12 139 1-13 196 1-30 1-30 1-44 1-44	varie varie varie 10 14 04 57 85* 85* 52 62 07*	WAR1750 .04 .20 .36 .20 .24 .04 .04 .04	at p < log data VAR18 .41 .18 .46 .33 .23 -35 .69* -110 .22 -35	.05000 \$\frac{1}{2} \\ \text{VAR19} \\	26 .19 32 .86* 13 .72* 53 .31 03		- Angled Amer	
-	SIAT. EASIC STATS Variable VAR2 VAR2 VAR4 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VARIO VARIO VARIO VARIO VARIO VARIO VARIO	-24 -24 -24 -24 -24 -25	VARI3 -130607130607130601175910 0.00	vAR1410 .3808 .6241 .1835 .73* .12 .15	2712 .39	varia varia varia varia 10 .14 04 .57 85° .35 52 .62 07 .24	WAR1750 .044320 .362404 .0614	at p < ing data varis .41 .18 .4633 .2335 .69*18 .6235 .61	.05000 8} VAR19 36 .93 .60 .21 .93 .60 .21 .37 .37 .32 .32	26 .19 32 .86* 13 .72* 53 .31 03 .50		- Angelod - Angel	
-	STAT: ERSIC STATS Veriable VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR8 VAR8 VAR8 VAR8 VAR10 VAR11	-24 -22 -03 -22 -03 -24 -40 -11 -18 -50 1.06 1.06 1.06	VARI3	VAR14 VAR14 10 .38 .62 41 .18 .35 12 12 12 15 15 20 48	COCKETAL COC	varies v	WAR17: -S0 .04 .43 .20 .36 .20 .36 .24 .06 .04 .06 .35 .08	at p < ng data VAR18 .41 .18 .46 .33 .23 -35 .69* .18 .62 .35 .61 .06	.05000 } VAR19 [-36 .38 .60 .21 .70	26 .19 32 .86* 13 .72* 03 .50 1 26		in a gradual comme	•
	STAT. EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR2 VAR2 VAR3 VAR6 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR6 VAR1 VAR1 VAR1 VAR1 VAR1 VAR1 VAR1 VAR1	VAR12 -24 .22 .03 .72 .03 .72 .04 .72 .04 .11 .18 .00 .1	VAR13 -1306 -46070601175910 0.0022 1.00	Correlation (Cases) (C	Orxela tions arrive del varise del varise 12 12 39 18 30 30 44 00 53 61 15	varie vari	WAR17 	at p < ing data varis .41 .18 .46 -33 .23 -35 .69* -18 .62 -35 .61 -06 .28	.05000 3 4 VAR19 36 .58 .03 .60 .21 03 43 37 27 27 27 27 27 21 32 32	26 .19 32 .86* 13 .72* 53 .31 03 .50		in a shall a second	•
	STAT. EASIC STATS Veriable A VASS VARS VARS VARS VARS VARS VARS V	VAR12: 2422030304111610 1-062248	VARI3	Control of Cases (Cases	VARIS VARIS -127 -12 -39 -39 -39 -31 -44 -40 -53 -61 -35 -32	VAR16 VAR1	WARLT : VARLT	at p < tog data VAR18 .41 .18 .46 .33 .23 .35 .69 .18 .62 .35 .61 .62 .35 .61 .62 .35 .35 .35 .35 .35	.05000 } VAR19 36 .58 .03 .60 .21 .70 .31 .70 .31 .70 .31 .37 .27 .33 .31 .32 .33 .32 .33 .32 .33 .32 .33 .33 .32 .33	VAR2826 .19323233 .72*53 .3103 .5026 .03 .06 .53		in a gradual a common of the c	•
	STAT. EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR4 VAR4 VAR4 VAR4 VAR4 VAR4 VAR4 VAR4	VAR12 -24 .22 .03 .03 .72 03 04 11 .18 00 1.00 1.00 .22 48 .61	VARI3 .13 .46 .46 .07 .13 .96 .01 .17 .59 .10 0.00 .15 1.00 .33 .15 1.00 .33 .15	VAR14 10 .38 08 .62 41 .18 .35 .12 .15 .10 .48 .31 .10 .40 .41 .40 .41 .40 .41 .40 .40	CORRETAL CONTROL OF THE CONTROL OF T	VAR16 VAR16 10 .14 04 .57 85* 52 .62 07 .24 41 52 .14 .62	WARLT : VARLT	at p < ng data VAR18 .41 .18 .46 .33 .33 .35 .69 .61 .60 .20 .20 .25	.05000 } VAR19 36 (26 19 32 13 72* 53 31 03 50 26 53 03 06 53			
	SIAT: EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR2 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3	-24 22 03 03 72° 04 0 1 06 1 1 06 1 1 06 1 1 06 1 1 05 1 0 1 0 1 0 1 0 1 0 1 0 1 0 1 0	VAR13 -13 -06 -07 -06 -01 -17 -19 -10 -00 -33 -15 -16	varielation (Cases) (C	OUXCEIA I TONS an rise del VARIS -27 -12 -39 -18 -30 -30 -30 -44 -00 -53 -15 -32 1.00 -75-	varion (varion) (vari	Warl 7	at p < ng data VAR18 .41 .18 .46 .33 .23 .35 .69* .18 .62 .35 .61 .06 .28 .21 .29 .33	.05000 1 -36 -36 -38 -03 -03 -03 -13 -21 -21 -22 -22 -22 -22 -22 -22	VAR20 26 .19 32 .86* 13 .72* 53 .50 26 .06 .53 15			
	STAT. EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3	VARI2:26: -22: -33: -03: -03: -04: -10: -10: -10: -10: -10: -10: -10: -10	VARI3 -13 -06 -46 -07 -13 -06 -06 -10 -17 -59 -10 -10 -10 -17 -18 -10 -10 -17 -18 -10 -10 -10 -10 -10 -10 -10	WAR14 10 .38 08 .62 .18 .35 .12 .15 .20 41 .15 .20 41 .10 .32 .62 32 .62 03	ORTREIA 1200 and raise del 12712 .3918 .96* 30 .44 .4400 .53 .61 .53 .61 .75* .75*	varie varie	VAR17:50 .04432404 .0414 .25 .080403 .2703 1.00	at p < log data VAR18 .41 .18 .4633 .2335 .69*18 .6235 .6106 .2821 .293335	.05000 a} VAR19 36 .58 .60 .21 03 60 .21 03 21 37 27 27 27 27 28 28 20 21 22 22 22 23 24 25 25 26 27 27 27 27 27 27 27 27	26 .19 32 .51 53 .50 26 .03 .06 .53 15 .49			
	SIAT: EAS.C STATS Veriable A VAR2 VAR2 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3 VAR3	VAR12:24 -22 -03 -72* -03 -72* -04 -15 -00 1 -06 -22 -48 -52 -08 -70 -52 -08 -70 -52 -08 -70 -52 -70 -52 -70 -52 -70 -70 -70 -70 -70 -70 -70 -70 -70 -70	VARU3 13064607130610171710 0.0022 1.0033151404	VAR1410 -38 -08 -62 -41 -18 -35 -73* -15 -20 -48 -33 -00 -32 -62 -03 -21	VARIS -27 -12 -39 -38 -38 -34 -44 -00 -53 -15 -32 110 -75 -27	VAR16	WAR17 SO	at p < ing data VAR18 -41 -18 -46 -33 -35 -69 -18 -62 -35 -61 -06 -28 -21 -25 -33 -31	.05000 11 VAR19 VAR19 .58 .58 .03 .60 .21 .70 .37 .27 .37 .27 .32 .55 .33 .33 .33 .33 .33 .33 .33	-26 .19 .32 .86* .13 .72* .53 .31 .50 .50 .06 .53 .06 .53 .49 .09 .49			
	STAY: EAS:C STAYS Veriable A VARCE	VAR12 -24 -24 -22 -03 -72 -03 -40 -11 -16 -00 -1	VARI3 -13 -06 -45 -07 -13 -06 -45 -07 -13 -06 -01 -17 -59 -10 -22 -33 -15 -14 -04 -28	WAR14 10 .38 08 .62 .18 .35 .12 .15 .20 41 .15 .20 41 .10 .32 .62 32 .62 03	VARIS VARIS .2712 .3938 .3844 .44 .53 .61 .15 .32 1.00 1.7575 .27	varion (varion) -10 -10 -14 -04 -57 -85 -82 -62 -41 -62 -79 1.80 -31 -33 -33 -33	VAR17:50 .04 .20 .36 .09 .24 .06 .06 .14 .35 .08 .01 .08 .27 .36 .01 .36 .37 .31 .32	at p < ing data VAR18 41 .18 .46 -33 .23 -35 .69 -11 .62 -35 .61 -06 .21 .29 -31 100 -24 -26 -36 -36 -36 -36 -37 -38 -31 -30 -31	.05000 31 4 4 7 7 8 8 9 1 9 1 9 1 9 1 9 1 1 1 1 1 1 1 1 1	VAR2026 .1932 .86*13 .72*53 .3126 .03 .5026 .5315 .49 .49 .52			

جدول (۵۸) الجذور الكامنة

Number of variables:20 Method: Principal components log(10) determinant of correlation matrix: -13.452

NOTE: The raw correlation matrix could not be inverted and was slightly modified: A small constant was added to the diagonal of the correlation matrix until the determinant of the matrix was greater than 1.e-50. All subsequent estimates will not be exact!

Number of factors extracted: 7 ElgenValues: 5.86748 3.23669 3.09111 2.60487 1.43384 1.19524 1.09000

	STAT. FACTOR ANALYSIS		Eigenvalues [vmc.stm] Extraction: Principal components								
111	Value	Rigenvel	% total Variance	Cumul. Eigenval	Cummal.						
	1 2 3 4 5 6 7	3.867476 3.236694 3.091106 2.604865 1.433844 1.195245 1.089996	29.33738 16.18347 15.45553 13.02432 7.16922 5.97622 5.44998	5_86748 9_10417 12_19528 14_80014 16_23399 17_42923 18_51923	29.33738 45.52085 60.97638 74.00070 81.16993 87.14615 92.59613						

جنول (٥٩) التشبعات قبل التنوير

STRT. FACTOR AMALYSIS	1 -	Factor Loadings (Unrotated) (war.sta) fatraction: Frincipal components (Merked loadings are > .709000)								
Veriable	Factor	Factor 2	Factor	Factor	Factor 5	Factor 6	Partor 7			
I A I VAR2 I VAR3	533486 262721 533520	205218 -485552 050854	.691367 038678 .653757	251720 .329726 .050340	029724 - 499903 .305123	. 357514	091390 022996 031490			
(VAR4 (VAR5 (VAR6) VAR7	.571260 669562 ! .625669 779629*	.526353 .606206 015025	.462620 312387 169229 309286	309433 117675 125241 129272	158441 022496 .342863 420344	014108 147755 077486 .024500	146058 122785 !559242 004435			
VARS VARS VAR10	.656079 472413 .167615 407023	027033 -402452 -387382 -310934	.113381 .522786 .381065	.651741 .266392 735873*	-161087 -168493 279885	080036 060212 027230	128437 128437 .141466 .162789			
1 VARL2 1 VARL3 1 VARL4 1 VARL5	207042 220415 .622396 !701643*	.569227 .291805 .237604	431029 .316247 .414007 165496	341132 081359 -403449 020101	.105702 .687729 298317 .088589	.308457 .426364 311677	247590 233608 008811 193044			
VAR16 1 VAR17 1 VAR18 1 VAR19	.777319° 001666 644631 .332247	.363370 062326 .846642*		.035512 .109913 .424053 .191436	.145617 .111308 ~.079673 ~.000133	.153331 307888 -338604 -041478	.151628 .555967 260396 .189338			
VAR20 Expl.Var Prp.Totl	.683427 5.867476 .293374	.489302 3.236694 .361835	3.091106 1.154555 (244400 2.604865 .130243	.124756 1.433844 .071692	195792 1.195245 .059762	1 1.089996			

جنول (1٠) التشبعات بعد التدوير

FACTOR ANALYSIS	1	Factor Loadings (Varigan Kaw) (was.ata) ENTEACTION; Principal Components [Marked Loadings are > .70400)								
	Partor	Pactor	Pactor	Factor	Fector	Factor	Factor			
Voriable	1 3	2	3 1	4	3	6	7			
Α	.360361	.149840	-524441	.969724	.130309	.636712	.486845			
VAR2	1024248	-242131	.069938	-10/060	052132	934248*	.040174			
VAR3	-054738	-047522	-354914	-298440	.542136	411425	.353869			
VAR4	137092	.932644*	166904	033792	.045056	.156944	.124527			
VAR5	.948650*	-024735	- 168085 I	.126006	.078536	.014852	116522			
VAR6	114079	.183852	884119*		.120539	067987	-140246			
VAR7	.316726	125873	.771315*		05404E	140846	423474			
VMRS	575278	.059097	481648 (.558599	051245	.160162	104659			
VARY	.152978	.214715	451265	.524519	.561083	148669	1 .103996			
VARIO	.001034	-817006"		-,469605	.043450	032551	-043990			
VAR11	.295906	240948	178730	.884439*		.149886	025064			
VAR12	.781105*		206990 1	261931	.205467	.329200	.010916			
VARL3	.064095	-014160	003405	068787	969855+		000914			
VAR34	484774	.585103	0654G2	-541596	Z\$7261	.119516	093798			
VARIS	.896033*		143252	.296017	-124476	160137	052205			
VAR16	-,8378744	084524	225341	037430	.201247	.054729	.041623			
VAR17	.166705	361104	. 006474	.112358	016H59	.084342	899623			
VANLS	.097247	.615180	092067	.426926	.256714	.146911	, 565296			
VARLES VARLES	1066036	.766752*		.001405	001397	019744	092063			
-rane ti	1 1000036	. 100/32-	338337	.001105		-053144	092063			
Expl. Var	3.548033	3.391696	2.925787	2.451840	1.904277	1.9354ER	1.915127			
Prp. Totl	-19/400	.169585	.146205	.124942	.095214	-096774	.099756			
erb-roor	1 1211400	- Zenden			.093226	.030114	.073736			

جمول (٦١) التشبعات بعد التموير

	FACTOR ANALYSIS	! !	Factor	Extractions	farimax norm Frincipal dings are	components	sc.ste)	
ï		Pastor	Factor	Pactor	Pactor	Factor	Factor	Pector
	Variable	1 1	2	3 1	4	. 5	4	1 7
-		.046523	.135361	.513477	.061289	.150574	648528	483692
	VAR2	.01'631	.263108		194527	060547	.925326*	
	VAR3	.080564	.044108		.290714	.558397	~. 416870	
	VAR4	126249	. 932429*		063538	.047421	. 146902	.135009
	VAR5	.939395*1			.154234	.074041	002730	131492
	VAR6	094321	. 180492	886505*		127085	059103	140970
	VAR7	.304647	132282	_773766°		043052	157033	421191
	VARE	~.584379	-061657	487391		047468	.165263	106757
	VAR9	.139031	.224604		.512219	.576012	160924	.091242
	VAR10	.094497	.799998*		493838	.044397	042221	.059029
	VAR11	264020	210365		.902141+		.133870	045585
	VARO.2	.800245*1	.057491	190637	232736	.189490	. 325678	004293
	VAR13	.074295	.006609	012667	079757	. 968225"	.009073	008605
	VARL4	502329 (. 606734	067921	.509116	246374	.106674	088695
	VAR15	.8798761	.030539	.158071	.319813	-125611	.106912	071064
	VAR16	827549*	. 402065	242926	079354	.206025	.067708	.055125
	VAR17	.226083	072365	.016740	.108933	025993	.065101	. 904856*
	VARIS'	.155293	391376	.387891	.451177	-266213	.138476	-552710
	VAR19	.092164 #			.307758	-267285	. 423599	386507
	VAR20	055078 (.767789*	530736	024511 f	003789	.016145	086825
	Skpl_Var	3.890140	3.405505	2.935061	2.509654	1.936848	1.933408	1.908610
	PID. TOTA	.194507 1	.170275	.146753	.125483	.096842	.996670	.895430

قضايا عامة في التحليل العاملي

يشتمل التحليل العاملي على كل من تحليل العناصر، والتحليل العاملي العام، وأكثر من المعالجات الإحصائية الأخرى، ويعاني التحليل العاملي من التشوش فيما يتعلق بأهدافه وأغراضه، وهذا يؤثر على التفسير.

فتحليل العناصر يعتبر شيئاً بسيطاً وعرضته معظم المناقشات في البداية، وعلى الرغم من ذلك اعتقد أن تحليل العوامل العامة يقترب من حل المسائل التي يرغب معظم الباحثين في حلها بالفعل، ومن ثم فتعلم تحليل العناصر أولاً قد يتداخل بالفعل مع فهم ما هي هذه المشاكل، ولهذا يتم تقديم تحليل العناصر متأخراً إلى حد ما.

وهناك سؤال يتبادر إلى الأذهان، وهُو: ما الذي يمكن أو لا يمكن أن يفعله التحليل العاملي؟

افترض أنك حصلت على درجات على عدد من المتغيرات، وليكن من ثلاثة متغيرات إلى مثات المتغيرات، ولكن غالبا ما بين ١٠-١٠ متغير، وفي الواقع فإننا لا نحتاج إلى الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك، وليس إلى الدرجات الخام، فهلف التحليل العاملي هو اكتشاف النماذج البسيطة في صورة العلاقات بين المتغيرات. ويصفة خاصة فهو يسعى إلى اكتشاف ما إذا كانت المتغيرات الملحوظة يمكن تفسيرها إلى حد كبير أو بصورة متكاملة فيما يتعلق بالعدد الكثير الأصغر من المتغيرات الذي يطلق عليه اسم عوامل.

بعض الأمثلة الخاصة بمشاكل التحليل العاملي،

١ - تم اكتشاف التحليل العاملي منذ ما يقرب من ماثة عام مضت عن طريق عالم
 النفس تشارلز سييرمان الذي افترض أن التنوع الضخم لاختبارات القدرة
 الذهنية، مقايس المهارات الحسابية، المهارات الشفهية الأخرى، المهارات

الفنية، والقدرة على التفكير المنطقى. . إلى غير ذلك بالإضافة لمهارات التربية البلنية والرياضية. جميعها كان يمكن تفسيرها عن طريق عامل واحد ضمنى خاص بالذكاء العام الذي يشار إليه بالرمز (ع) وافترض أنه إذا كان يمكن قياس (ع) وإذا كان يمكنك اختيار مجموعة فرعية من الأفراد الذين يحرزون نفس الدرجات في (ع) . أى أنه في للجموعة الفرعية لن تعثر على أية روابط بين أى اختبارات في القدرة الذهنية. وبمعنى آخر، افترض أن (ع) هي العامل الموحيد الشائع في جميع هذه المقايس.

٢ - ضع فى الاعتبار المقاييس المختلفة لنشاط الجهاز العصبى اللاإرادى ومعدل ضربات القلب، وضغط الدم. إلى غير ذلك، ويرغب علماء النفس فى معرفة ما إذا كان باستثناء التنبذب العشوائي، جميع هذه المقاييس تتحرك إلى أعلى وإلى أسفل معاً. . أى افترض التنشيط . . أو هل تتحرك إلى أعلى وإلى أسفل مجموعات المقاييس التلقائية معاً . . ولكن بصورة منفصلة عن الآخرين؟ أو هل تكون جميع المقاييس مستقلة إلى حد كبير؟ وفي أحد للحاولات تم التوصل إلى اكتشاف أنه في مجموعة بيانات واحدة، على أى نسبة، تتوافق البيانات مع افتراض التنشيط إلى حد ما.

٣ - افترض أن العديد من أنواع الحيوانات (الأرانب، الفتران،الطيور، الضفادع... إلى غير ذلك) ثم تدريبها على أن الطعام سيظهر في بقعة معينة حيث تصدر ضوضاء - أى نوع من الضوضاء - من هذه البقعة، كان يمكنك أن تقول إذا ما كان يمكنهم اكتشاف صوت معين عن طريقة رؤية ما إذا كانوا يتحولون إلى هذا الاتجاه حين يظهر الصوت. ثم إذا قمت بدراسة العديد من الأصوات والعديد من الأنواع، فقد ترغب في معرفة كم يبلغ عدد الأبعاد المختلفة الخاصة بحدة السمع التي تتفاوت عندها الأنواع، وأحد الافتراضات هو أنها تتفاوت على ثلاثة أبعاد: القدرة على اكتشاف الأصوات ذات التردد العالى، والقدرة على اكتشاف الأصوات ذات التردد العالى،

المتوسطة. وعلى الجانب الآخر قد تختلف الأنواع فى قدراتها السماعية فى أكثر من هذه الأبعاد الثلاثة . فعلى سبيل المثال قد تكون بعض الأنواع أفضل فى اكتشاف الأصوات التى تشبه الطرقات الحادة. فى حين تكون أنواع أخرى أفضل فى اكتشاف الأصوات التى تشبه الأزيز المستمر.

- ٤ افترض أن كل فرد من الد٠٥٠ فرد، الذي يكونوا جميعا متآلفين مع الأنواع المختلفة من السيارات، يقيمون كل نموذج من نماذج السيارات الد٢٠ في السؤال الإلى أي مدى كنت ترغب في امتلاك هذا النوع من السيارات؟ فكان يمكننا أن نتسامل بطريقة مفيدة عن عدد الأبعاد التي تختلف عليها التعميمات، وكانت نظرية العامل الأحادي تفترض أن الأفراد يقدمون ببساطة أعلى تقديرات بالنسبة للموديلات الأكثر تكلفة وثمنا. وكانت النظرية ثنائية العامل ستفترض أن بعض الأفراد ينجذبون أكثر إلى الموديلات الرياضية في حين ينجذب الأخرون إلى الموديلات المترقة.
- ٥ قام رينشن (١٩٨٦) بدراسة عليه حب الاستطلاع عن طريق تحليل أوجه الاتفاق بين طلاب المدارس الثانوية على مجموعة كبيرة من العبارات مثل: «أريد أن أصف كيف تعمل الآلة؟» أو أريد أن أجرب أنواع جديدة من الطعام» وكان التحليل العاملي يحدد سبعة عوامل: ثلاثة عوامل تقيس التمتع بحل المسائل، والتعلم، والقراءة، وثلاثة عوامل تقيس الاهتمامات بالعلوم الطبيعية والفنون والموسيقى، والخبرات الجديدة بصفة عامة، وعامل واحد يشير إلى الاهتمام المنخفض نسيا بالمال.

الهدف من التحليل العاملي:

يتم استخدام العديد من الطرق الإحصائية لدراسة العلاقة بين المتغيرات التابعة والمستقلة ويكون التحليل العاملي مختلفا. فيتم استخدامه لدراسة نماذج العلاقة بين العديد من المتغيرات التابعة بهدف اكتشاف شيء ما بشأن طبيعة المتغيرات التابعة التى تؤثر عليها على الرغم من أنه لم يتم قياس هذه المتغيرات المستقلة بطريقة مباشرة. ومن ثم تكون الإجابات التى تم الوصول إليها عن طريق التحليل العاملى بالضرورة أكثر افتراضية وتجريبية أكثر مما هو حقيقى عندما يتم ملاحظة المتغيرات المستقلة بطريقة مباشرة. ويطلق على المتغيرات المستقلة المستنتجة اسم العوامل. ويقترح تحليل عاملى عادى إجابات على أربعة أسئلة رئيسية.

 ١ - كم عدد العوامل المختلفة التى تكون فى حاجة إليها لتفسير نموذج العلاقات بين هذه المتغيرات.

٢ - ما هي طبيعة هذه العوامل؟

٣ - كيف تفسر العوامل المفترضة بطريقة جيلة البيانات الملحوظة؟

3 - كم يبلغ التفاوت العشوائي أو الفريد الذي يشتمل عليه كل متغير ملحوظ؟
 الاستخدامات المطلقة مقابل الاستخدامات المساعدة:

إن الطريقة المساعدة هى طريقة للتفكير فى موضوع ما يكون ملائما حتى إذا لم يكن حقيقيا بصورة مطلقة، ونستخدم الطريقة حين نتحدث عن شروق الشمس وغيرها كما لو كانت الشمس تتحرك حول الأرض، على الرغم من أثنا نعرف أنها لا تفعل ذلك.

ويمكن استخدام بعض الأمثلة لتوضيح الفروق المفيدة بين الاستخدامات المطلقة، والاستخدامات المساعدة للتحليل العاملي.

نستطيع أن نقول أن نظرية سبيرمان عن الذكاء ونظرية تنشيط الوظائف التلقائية هي نظريات مطلقة التي يتم أو تم افتراض أنها تقدم تصورات كاملة عن نموذج العلاقة بين المتغيرات، وعلى الجانب الآخر، لم تدع مطلقا ريستين أن قائمتها المكونة من سبعة عوامل رئيسية عن حب الاستطلاع قلمت وصفا كاملا عن حب الاستطلاع وإلى حد ما تبدو هذه العوامل على أنها أهم سبعة عوامل، وأفضل طريقة لتلخيص مجموعة البيانات.

ويمكن أن يقترح للتحليل العاملي نماذج مطلقة أو مساعدة، ويكمن الفرق في كيفية تفسيرك للمخرجات.

هل التحليل العاملي موضوعي؟

يكون مفهوم الطرق المساعدة مفيدا في فهم خصائص التحليل العاملي الذي يسبب الاضطراب والتشوش للعديد من الأفراد. وقد يطبق العديد من العلماء والتحليل العاملي على مجموعات متشابهة أو حتى متطابقة من المقاييس، وقد يتوصل المرأ إلى ثلاثة عوامل في حين قد يتوصل شخص آخر إلى ستة عوامل، ويتوصل شخص آخر إلى (١٠) عوامل.

وعيل الافتقار إلى الاتفاق إلى أن يناقض جميع استخدامات التحليل العاملى. غير أنه إذا كتب ثلاثة من الكتاب الرحالة إرشادات للسفر إلى دولة ما، وأحدهما قسم الدولة إلى ثلاثة أقاليم، وآخر قسمها إلى ستة أقاليم، وآخر قسمها إلى عشرة أقاليم هل كنا سنقول بأنهم يناقضون بعضهم البعض؟ بالطبع لا. حيث أن الكتاب يستخدمون طرق ملائمة لتنظيم أحد الموضوعات ويقدمون الطريقة الوحيدة الصحيحة للقيام بذلك.

ويناقض المحللون العامليون الذين يصلون إلى استنتاجات مختلفة بعضهم البعض فقط إذا ادعوا جميعهم نظريات مطلقة، وليست مساعدة. فكلما قلت العوامل كلما كانت النظرية بسيطة، وكلما زادت العوامل كلما توافقت النظرية مع البيانات بشكل أفضل. وقد يضع العاملون المختلفون اختبارات مختلفة عند الموازنة بين البساطة ضد التوافق.

وتظهر مشكلة توزان مماثلة فى انحدار وتحليل التباين، غير أنها بصفة عامة لم تمنع العاملين المختلفين من الوصول تقريبا أو بالضبط إلى نفس التتاتج، وعلى أية حال، إذا طبق عاملان تحليل التباين على نفس البيانات، وأسقط كل من العاملين المصطلحات غير ذات الدلالة إلى مستوى يبلغ ٠٠، اذن سيسجل كل منهما بالضبط نفس التأثيرات، وعلى الرغم من ذلك، يكون الوضع مختلفا للغاية فى التحليل العاملي، فبالنسبة للأسباب التي يتم تفسيرها فيما بعد، لا يوجد اختبار ذي دلالة في تحليل العناصر سيختبر الافتراض الخاص بعدد العوامل، حيث ان الافتراض يتم فهمه بطريقة عادية.

ففى التحليل العاملى العام يوجد مثل هذا الاختبار غير أن فائدته محددة عن طريق الحقيقة التى تذكر أنه يستنج بصفة متكررة الكثير من العوامل التى يمكن تفسيرها بطريقة مرضية، ومن ثم فالعامل الذى يرغب فى تسجيل العوامل القابلة للتفسير فقط لا يزال متروكاً بلون اختبار موضوعى.

وتظهر قضية مماثلة عند تحديد طبيعة العوامل. فقد يحدد باحثان ستة عوامل، ولكن قد تختلف مجموعتى العوامل، ربما بطريقة جوهرية؛ فقياس الكاتب الرحال يكون مفيدا هنا وأيضاً قد يقسم كاتبان آخران الدولة إلى ستة أقاليم، غير أنهما يعرفان الاقاليم بطريقة مختلفة تماماً.

وقد يكون قياس جغرافي آخر آكثر تطابقاً مع التحليل العاملي، حيث أنه يشتمل على برامج الكمبيوتر التي تم تصميمها لزيادة بعض الأهداف القابلة للقياس إلى الحد الاقصى، ويتم أحياناً استخدام برامج الكمبيوتر لتقسيم الدولة إلى مناطق جماعية تكون متجاورة من الناحية الجغرافية، وتقريبا متساوية في مجموع السكان، وربما متجانسة على أبعاد العرقية أو العوامل الاخرى، وقد يتوصل برنامجان مختلفان خاصان بتصميم المناطق إلى إجابات مختلفة للغاية، على الرغم من أن كلتا الإجابين تكون منطقية، وهذا القياس إلى حد ما يكون جيد جدا، ونعتقد أن برامج التحليل العاملي لا تفرز إجابات تكون مختلفة عن بعضها البعض كما تفعل برامج قلق المناطق.

التحليل العاملي مقابل التحليل العنقودي والتحليل التعدد:

ويظهر تحدى آخر للتحليل العاملي من استخدام أساليب أخرى منافسة مثل التحليل العاملي التحليل العاملي التحليل العاملي على مصفوفة الارتباط، فيمكن تطبيق الطرق الأخرى على أنه نوع من أنواع المصفوفات ذات المقايس المتشابهة مثل تقديرات تشابه الوجوه. غير أنه على عكس

التحليل العاملي فلا يمكن لتلك الطرق أن تتوافق مع خصائص قريدة معينة لمصفوفات الارتباط مثل انعكاسات المتغيرات. فعلى سبيل المثال، إذا عكست أو قلبت اتجاه إحواز اللرجات في مقياس «الانطوائية» مثل بحيث تشير اللرجات العالية إلى «الانبساطية» بدلاً من «الانطوائية» إذن تعكس رموز جميع روابط هذا المتغير فتصبح - ٣٦ + ٣٦ وهكذا. وكانت هذه الانعكاسات ستغير بالكامل مخرجات التحليل العنقودي أو المقياس ذي الأبعاد المتعددة، في حين يُعرف التحليل العاملي الانعكاسات كما هي، وكانت الانعكاسات ستغير رموز «تحميلات العامل» في أي متغير انعكاس، غير أنها لا تغير أي شيء آخر في مخرجات التحليل العاملي.

ومن المزايا الأخرى للتحليل العاملي أكثر من الطرق الأخرى هو أن التحليل العاملي يمكن أن يتعرف خصائص معينة للروابط.

فعلى سبيل المثال، إذا كانت المتغيرات (أ، ب) يرتبطان بـ٧, مع المتغير (ج) ويرتبطان بـ ٤٩, ومع بعضها البعض، فيمكن للتحليل العاملي أن يعترف بأن (أ، ب) يرتبطان بـ صفر حين يتم اعتبار (ج) ثانيا وذلك لأن ٧٧, = ٤٩, في حين لا يكون للقياس المتعدد الأبعاد والتحليل العنقودي القدرة على التعرف على مثل هذه العلاقات حيث يتم معاملة الروابط على أنها مجرد مقاييس تشابه أكثر من كونها روابط.

ولا نقول أن هذه الطرق الأخرى لم يتم تطبيقها مطلقا على مصفوفات الارتباط، فأحيانا تعزز وجهات نظر لا تكون متوافرة فى التحليل العاملى. غير أنها لا تجعل فى النهاية التحليل العاملى مطلقا. ويتناول الجزء التالى هذه النقطة.

العوامل التي نمير المتغيرات مقابل العوامل التي تشكل المتغيرات:

حين يقول شخص ما بطريقة عرضية أن مجموعة المتغيرات يبدو أنها تعكس مجرد عامل واحد فيوجد العديد من الأشياء قد يصفوها لا علاقة لها بالتحليل العاملي. فإذا قمنا بصياغة العبارات بدقة أكثر فسيتحول الأمر إلى أن عبارة أن مجرد عامل واحد يميز هذه المتغيرات يمكن أن تعنى أشياء عديدة مختلفة، ليس منها

ما يتطابق مع النتيجة التحليلية العاملية التي تذكر أن «مجرد عامل واحد يشكل هذه المتغيرات».

وأحد المعانى للحتملة لعبارة «تميز» هو أن مجموعة من المتغيرات جميعها ترتبط بدرجة عالية مع بعضها البعض غير أنها تختلف في معانيها. ويمكن أن يظهر معنى متشابه في حالة مختلفة. فضع في الاعتبار العديد من الاختبارات أ،ب، ج.، د. التى تقوم باختيار القدرة الفعلية التى تم تصورها على نطاق متسع غير أنها تتزايد في صعوبة الترتيب، وقد تكون أعلى روابط بين الاختبارات هي التي بين العبارات المتقاربة في هذه القائمة «رأب، رب ج» في حين يكون أدنى ارتباط بين العبارات في النهاية المتقابلة للقائمة «رأد» وقد يقول أحد الأشخاص الذي لاخط أن هذا النموذج الخاص بالراويط بين العبارات أن الاختبارات «يمكن أن يتم وضعها في ترتيب بسيط» أو تختلف في عامل واحد فقط، غير أن هذه التتيجة ليس لها علاقة بالتحليل العاملي فلن تشتمل هذه الاختبارات المجموعة من للاختبارات على مجرد عامل واحد عام.

وقد تظهر هذه الحالة الثالثة من التصنيف، إذا كان المتغير (أ) يؤثر على المتغير (ب) الذي يؤثر على المتغير (ب) الذي يؤثر على (د) وهذه هي المؤثرات الوحيدة التي تربط بين هذه المتغيرات ومرة أخرى كان سيكون أعلى ارتباط (ر أ ب، ر ب جد ، ر جد د) في حين كان سيكون أدنى ارتباط (ر أ د) وقد يستخدم أحد الأفراد نفس العبارات المستشهد بها لوصف هذا النموذج من الروابط، ومرة أخرى ليس له علاقة بالتحليل العاملي.

والحالة الرابعة هي حالة خاصة في جميع الحالات السابقة:

مقياس جوتمان الكامل. فتتلاثم مجموعة من البنود المتشعبة «المفرعة» مع مقياس جوتمان إذا أمكن تنظيم البنود بحيث تشير الإجابة السلبية على أى بند إلى الإجابة السلبية على جميع البنود التالية، في حين تشير الإجابة الإيجابية على أى بند إلى الإجابة الإيجابية على جميع البنود السابقة. وإليك مثال عادى فابحث هذه البنود.

- هل أنت أكثر من ٥ أقدام وبوصتين في الطول؟
- هل أنت أكثر من ٥ أقدام و٤ بوصات في الطول؟
- هل أنت أكثر من ٥ أقدام و ٦ بوصات في الطول؟

ولكى يكون مناسباً، فالشخص الذى سيجيب بطريقة سلبية على أى بند من هذه البنود يجب أن يجيب بطريقة سلبية على جميع البنود الأخيرة، وتشير الإجابة إلى أن جميع الإجابات السابقة يجب أن تكون إيجابية بالنسبة لأحد الأمثلة غير العادية، ثم يبحث بنود الاستفتاء التالى:

- هل ستخفف دولتنا قيود الحركة التجارية مع الدولة «ب،؟
 - هل سيصدر البنكان المركزيان في بلدنا عملة موحدة؟
 - هل ستصبح جيوشنا واحدة؟
 - هل سننصهر مع الدولة (ب١)، ونصبح دولة واحدة؟

فإذا ظهر أن هذه البنود كانت تشكل مقياس جوتمان الكامل، كان سيكون من السهل وصف اتجاهات الأفراد تجاه الدولة قب، وحين تشكل مجموعة البنود مقياس جوتمان بطريقة مثيرة، فهى لا تشير أن التحليل العاملي كان سيكتشف عامل واحد يميز مجموعة من البنود (مثل تأييد التعاون مع الدولة قب، وليس أن عامل واحد يشكل هذه البنود).

وبتطبيق المقياس المتعدد الأبعاد على مصفوفة الارتباط كان يمكن اكتشاف جميع هذه النماذج البسيطة من الفروق بين المتغيرات ومن ثم يسعى القياس ذو الأبعاد المتعددة إلى عوامل تميز بين المتغيرات في حين يبحث التحليل العاملي عن عوامل تشكل المتغيرات وقد يبلغ أحيانا القياس بدرجة البساطة في حين لا يبلغ التحليل العاملي أي شيء، وقد يصل التحليل العاملي إلى البساطة في حين لا يصل القياس إلى أي شيء.

التحليل العاملي بين الطريقة والمنهج:

إذا كان للمنهج الإحصائي تاريخاً غير واضح فإن التحليل العاملي هو ذلك المنهج، وفي عام ١٩٥٠، كانت سمعة التحليل العاملي تعانى من الرواج الزائد عن الحد من جانب أقلية من الموالين المفرطين في حماسهم، وعند استعادة الاحداث الماضية كانت توجد ثلاثة أشياء خاطئة في الطريقة التي كان يفكر بها الافراد في التحليل العاملي في هذا الوقت. أولاً، كان يبدو أن بعض الافراد يرون التحليل العاملي باعتباره طريقة إحصائية أكثر من كونه منهجاً إحصائيا. ثانيا، كانوا يفكرون في العبارات المطلقة الخاصة بالمسائل التي كانت ستكون فيها الطريقة المساعدة ملائمة. ثالثا، كانوا يفكرون في مجموعات شاملة من المتغيرات (نحن نرغب في فهم الشخصية الإنسانية الإنسانية الأرسانية اكثر من انحن نرغب في هم طبيعة نرغب في فهم المستطلاع) ومن ثم فبثلاث طرق مختلفة كانوا يحاولون نشر التحليل حب الاستطلاع) ومن ثم فبثلاث طرق مختلفة كانوا يحاولون نشر التحليل العاملي إلى أبعد نما كان في قدرته أن يصل إليه، وفي الحقب الحديثة يبدو أن التحليل العاملي قد عثر على مكانه الصحيح باعتباره عائلة من الطرق تكون مفيدة المنسبة لأغراض معينة محدودة.

المفاهيم والمبادئ الرئيسية للتحليل العاملي:

يبدأ عادة التحليل العاملي بمصفوفة الارتباط التي أشير إليها وبـ (ر) وفيما يلى مصفوفة ارتباط ٥× ٥ أشير إليها بـ ر ٥٥.

وتخيل أن هذه روابط بين خمسة متغيرات تقيس القدرة الذهنية وتكون المصفوفة ر ٥٥ متسقة تماماً مع الافتراض الخاص بالعامل الواحد المشترك اجا الذي يكون ارتباطه مع المتغير الملحوظ (٥) على التوالى: ٩٠,٥ ، ١,٩ ، ، ١٠,٧ ، ، ٥, ولمعرفة السبب ابحث الصياغة الحاصة بالارتباط الجزئي بين المتغيرين أ، بوقم بتجزئة المتغير الثالث (ج).

جدول (۱۲)

	ه	→	ب	i	
, 20	, 0 8	۳۳,	,۷۲	١,٠٠	1
, ٤٠	, 81	,٥٦	١,٠٠	,۷۲	ب
۳۵,	, ٤٢	١,٠٠	۲٥,	۳۳,	->
,٣٠	١,٠٠	, ٤٢	, ٤٨	,08	٥
١,٠٠	,۳۰	,۳0	, ٤٠	, ٤٥	ه

وتوضح هذه الصباغة أن صفر = رأ ب.ج إذا كانت رأب= رأ ج رب. ج فالخاصية الأساسية للمتغير لكى يعمل باعتباره العامل العام ج وأن أى ارتباط جزئى بين متغيرين ملحوظين يجزآن ج يكون صفر . ولهذا إذا أمكن تفسير مصفوفة الارتباط عن طريق العامل العام ج، سيكون حقيقيا أنه يوجد بعض مجموعات من الروابط الخاصة بالمتغيرات الملحوظة مع قج للرجة أن ناتج أى اثنين من هذه الروابط تعادل الروابط بين متغيرين ملحوظين. غير أن المصفوفة ر٥٥ لها بالضبط هذه الخاصية.

بعنى أن أى انحراف عن المدخل القطرى هو نتاج مدخلات فى الصف ٩، ٨، ٧، ٦، ٥ فعلى سبيل المثال.

يكون المدخل في الصف (١) والعمود (٣) هو ٧x٩ أو ٦٣, ، ومن ثم تلائم المصفوفة ر ٥٥ بالضبط الافتراض الخاص بالعامل الواحد المشترك. فإذا ما توصلنا إلى هذا النموذج في مصفوفة ارتباط حقيقية، فما الذي كنا سنعرضه بالضبط؟.

أولاً: يتم استنتاج وجود العامل أكثر من ملاحظته. لن نكون بالتأكيد مضطرين لإثبات أن الدرجات على هذه المتغيرات الخمسة تتأثر بعامل مشترك واحد. وعلى الرغم من هذا، فهذا هو أبسط أو أكثر الفروض اقتصادا التي تلاثم غوذج الروابط الملحوظة.

ثانيا : سيكون لدينا تقريرا للارتباط العاملي مع كل متغير من المتغيرات الملحوظة، ولهذا يمكننا أن نقول شيئاً بشأن طبيعة العامل، على الأقل من ناحية ما يكون مرتبطا به. وفي هذا المثال فإن القيم ٩-، يكون مرتبطا به. وفي هذا المثال فإن القيم ٩-، ٨-، ٧ ، , ٥ , وهي تلك الروابط التي تم تقديرها.

ثالثا: كان لا يمكننا قياس العامل من ناحية استنتاج درجة كل شخص بالضبط على العامل. غير أنه يمكننا إذا كانت لدينا الرغبة في استخدام طرق الانحدار المتعدد لتقدير درجة كل شخص على العامل من درجاتهم على المتغيرات الملحوظة.

وتعتبر المصفوفة ر ٥٥ فى الواقع هى أبسط مثال محتمل عن تحليل العامل المشترك، وذلك لأن الروابط الملحوظة تكون متسقة تماماً مع أبسط افتراض للتحليل العاملى المحتمل. وهو افتراض العامل الواحد المشترك. وقد لا تلائم بعض مصفوفات الارتباط الأخرى افتراض العامل الواحد المشترك، ولكن قد تلائم الافتراض الخاص بعاملين أو ثلاثة أو أربعة عوامل مشتركة.

وكلما قلت العوامل، كلما كانت الفروض أبسط، وحيث أن الفروض البسيطة بصفة عامة لها أولوية منطقية علمية أكثر من الفروض المعقدة، فيتم اعتبار الفروض التي تشتمل على عوامل أقل مفضلة عن تلك الفروض التي تشتمل على الكثير من المعوامل . بمعنى أنك على الأقل تقبل أبسط الفروض بطريقة تجريبية «أى تشتمل على أقل العوامل» التي لا تناقضها بصورة واضحة مجموعة الروابط الملحوظة

وقبل العديد من الكتاب افتراض أن «م» تشير إلى العدد المفترض من العوامل المشتركة.

ويدون الدخول بعمق فى الرياضيات، يمكننا القول أن التحليل العاملى يحاول التعبير عن كل متغير باعتباره مجموع الأجزاء المشتركة والفريدة، وتكون الأجزاء المفردة غير مترابطة مع بعضها البعض. ويمكن الحكم على الدرجة التى تتلاءم بها مجموعة بيانات معينة مع هذه الحالة من تحليل ما يطلق عليه عادة اسم المصفوفة الارتباط المتبقى.

ويكون اسم هذه المصفوفة مضللاً إلى حد ما، وذلك لأن المداخل فى المصفوفة ليست عادة روابط وإذا كان هناك أى شك فى ذهنك بشأن بعض نسخ معينة فابحث عن المداخل القطرية فى المصفوفة مثل «ارتباط» المتغير الأول مع نفسه، والثانى مع نفسه إلى غير ذلك فإذا لم تكن هذه المداخل القطرية جميعها لا تصل إلى «١» بالضبط، إذن فالمصفوفة المستخلصة ليست مصفوفة ارتباط. وعلى الرغم من ذلك يمكن تحويلها عادة إلى مصفوفة ارتباط عن طريق قسمة كل من البعد على المدخل القطرى وفقا للجذور التربيعية للمدخلين القطرين المتطابقين. فعلى سبيل المثال، إذا كان المدخلان الأولين «٣٦، ، ٤٢، ويكون البعد عن المدخل القطرى في الافتراض [١، ٢] هو ٣، إذن يبلغ الارتباط المتبقى ٣, (٨، • ٨) .

والروابط التى تم اكتشافها بهذه الطريقة هى روابط كان سيسمح بها بين الأجزاء «الفريدة» للمتغيرات من أجل جعل الأجزاء المشتركة من المتغيرات تلاثم الفرض الخاص بالعوامل المشتركة. فإذا كانت هذه الروابط التى تم حسابها عالية للغاية لدرجة أنها لا تكون متسقة مع الافتراض الذى يذكر أنها تكون صفر فى المجموعة، إذن يتم رفض الافتراض الخاص بالعوامل المشتركة. وزيادة العوامل المشتركة دائماً ما يخفض هذه الروابط، ومن ثم يتتج افتراض يكون أكثر اتساقا مع البيانات.

ونحن نرغب في أن نكتشف أبسط الفروض «أى أقل من العوامل المشتركة» المتسقة مع البيانات، وفي هذا المجال يمكن مقارنة التحليل العاملي مع أحداث التاريخ العلمي التي استغرقت حقباً أو قروناً لكي تتطور، وأدرك «كويرنيكس» أن الأرض والكواكب الأخرى تدور حول الشمس، غير أنه افترض أولاً أن مداراتهم كانت دائرية. وأدرك بعد ذلك كبيلر أن المدارات تم وصفها بشكل أفضل باعتبارها قواطع «Ellipses» فالدائرة هي شكل أبسط من القاطع، ولهذا يوضح هذا الحدث من التاريخ العلمي النقطة العامة التي تبدأ بها نظرية بسيطة وبالتدريج تجعلها أكثر تعقيدا لتلاثم بشكل أفضل البيانات.

ويمكن ملاحظة نفس البدأ في تاريخ علم النفس التجريبي. ففي حقبة الأربعينات اعتقد علماء النفس التجريبيون أن جميع المبادئ الأساسية للتعلم كان يمكن اكتشافها عن طريقة دراسة الفتران في المتاهات. واليوم يتم اعتبار وجهة النظر هلم مفرطة في البساطة بطريقة ساخرة. غير أنها توضح النقطة العلمية العامة التي تكون منطقية لأن نبدأ بها نظرية بسيطة ثم نتقل بالتدرج إلى أكثر النظريات صعوبة فقط حين يصبح واضحا أن النظرية البسيطة تفشل في أن تتلاءم مع البيانات.

ويمكن تطبيق هذا المبدأ العلمى العام داخل التحليل العاملى المفرد بأبسط نظرية محتملة (عادة العوامل المشتركة = ١) وقم باختبار التلامم بين هذه النظريات والبيانات ثم قم بزيادة العوامل المشتركة كلما احتاج الأمر إلى ذلك فكل زيادة في العوامل المشتركة تنتج نظرية تكون أكثر تعقيدا غير أنها ستلائم البيانات بشكل أفضل، وتوقف حين تعثر على نظرية تتلاءم مع البيانات بصورة ملائمة.

فالاشتراك بين كل متغير ملحوظ هو ارتباطه التربيعي الذي تم تقديره مع الجزء المشترك الخاص به - أى نسبة التباين في هذا المتغير الذي يتم تفسيره عن طريق العوامل المشتركة. فإذا قمت بتنفيذ التحليلات العاملية بالعديد من القيم المختلفة للعوامل المشتركة، كما تم اقتراح ذلك فيما سبق، فتكتشف أن الأشياء المشتركة تزيد بصفة عامة مع العوامل المشتركة غير أنه لا يتم استخدام الأشياء المشتركة

لاختيار القيمة النهائية للعوامل المشتركة. ولا يتم تفسير الأشياء المشتركة المنخفضة باعتبارها أدلة على أن البيانات تفشل في أن تتلاءم مع الفرض، بل فقط باعتبارها أدلة على أن المتغيرات التي تم تحليلها لليها التحليل من الأشياء المشتركة مع بعضها البعض، ومعظم برامج التحليل العاملي تقيم أولاً الأشياء المشتركة في كل متغير باعتبارها روابط تربيعية متعددة بين هذا المتغير والمتغيرات الأخرى في التحليل، ثم تستخدم إجراء متكرر للعثور بشكل تدريجي على التقرير الأفضل.

وقد یستخدم التحلیل العاملی إما الروابط أو التباینات المشترکة، فالتباین المشترک (Covarilance) بین متغیرین برقم ت، ث هو أزمنة ارتباطهم مع انحرافهم المعیاری = ر ت ث ت ش حیث تکون ر ت ث هی ارتباطهم و ت ش هما انحرافاتهم المعیاریة.

ولا يكون للتباين المشترك أى معنى جوهرى هام، وحيث ان أى متغير يربط الهم نفسه، فأى تباين مشترك للمتغير مع نفسه هو تباينه، مربع انحرافه المعيارى، ويمكن الاعتقاد أن مصفوفة الارتباط هى مصفوفة من التباينات والتباينات المشتركة دويدقة أكثر ومصفوفة التباين المشترك لمجموعة من المتغيرات التى تم ضبطها بالفعل مع الانحرافات المعيارية التى تبلغ دا صحيح، ولهذا غالبا ما ستحدث عن مصفوفة التباين المشترك حين نعنى فى الواقع إما مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك للمتغيرات الملحوظة، وهذا يكون غير ملائم باعتراف الجميع، غير أن المصفوفة التى تم تحليلها هى دائماً إلى حد ما مصفوفة الارتباط، وكما سنفسر فيما بعد ذلك.

تحليل وتركيب المصفوفة ،

من خلال هذا الجزء الاختيارى نقدم تفصيلات عن رياضيات التحليل العاملى. وافترض أنك متآلف مع النظرية الرئيسية للتباين في أن مجموع المربعات للمتغير التابع اص» يمكن تجزئتها إلى نموذج وعناصر متبقية. وفي التحليل العاملي

ذى الاتجاهين للتباين مع تكرارات للخلية المتساوية، فيمكن تجزئة نموذج مجموع المربعات إلى صفوف وأعملة وعناصر تفاعلية.

فالنظرية الرئيسية للتحليل العاملي هو أنه يمكنك عمل شيء ما متشابها مع مصفوفة التباين المشترك الرئيسية للتحليل فمصفوفة التباين المشترك الرا سيمكن تجزئتها إلى المراه المذي الله الذي يتم تفسيره عن طريق مجموعة من العوامل، والجزء المفرد الذي لا يتم تفسيره عن طريق هذه العوامل. وفي مصطلح المصفوفة الله عني الذي يعني أن كل مدخل في المصفوفة الراه هو مجموع المداخل المتطابقة في المصفوفات الله ي المداخل المتطابقة في المصفوفات الله ي .

وكما فى تحليل التباين ذى تكرارات الخلايا المتساوية يمكن تفكيك العنصر «ل» الذى تم تفسيره إلى أكثر من ذلك.

ويمكن تفكيك اله إلى مصفوفات العنصر ١١، ١٧. . إلى غير ذلك . التى تم تفسيرها عن طريق العوامل الفردية ، وكل عنصر من عناصر العامل الأحادى هذا الله ته تعادل الناتج الخارجي للعمود الخاص الباحمال العامل والناتج الخارجي لعمود الأرقام هي المصفوفة التربيعية التي تم تشكيلها عن طريق ترك المدخل ك ي في المصفوفة ليعاد ناتج المدخلات ك ، ي في العمود.

ومن ثم إذا كانت العمودية المدخلات ٩,، ٨,، ٧,، ٦,، ٥, كما في المثال السابق، فناتجه الحارجي هو.

جدول (۱۳)

۵	٤	۳	f	١	المتغيرات
, 80	,08	۳۳,	,۷۲	,۸۱	١
, ٤ -	, ٤٨	,07	,٦٤	,۷۲	۲
,۳٥	, ٤٢	, ٤٩	,٥٦	۳۳,	٣
,۳۰	,٣٦	, ٤٢	, 8,	,08	٤
,40	۳۰,	,٣0	, ٤٠	, ٤٥	٥

وفيما سبق ذكرنا الانحراف عن المياخل القطرية في هذه المصفوفة ولم نذكر المداخل القطرية. وكل مدخل قطرى في الواقع في المصفوفة «ل ت، هو مقدار التباين في المتفوفة بن الذي فسره هذا العامل.

ففى المثال يرتبط العامل العام "ج، ٩ , مع المتغير الملحوظ الأول، بحيث يكون مقدار التباين الذى تم تفسيره فى هذا المتغير ٩ , أو ٨١, وهو المدخل القطرى الأول فى هذه المصفوفة.

وبمراجعة المثال يوجد عامل مشترك واحد، بحيث تكون المصفوفة ك في هذا المثال اتحت الإشارة إليها على أنها اك 00اك، ولهذا فإن المصفوفة المتبقية الى، في هذا المثال اتحت الإشارة إليها على أنها الدى00، هي ر 00-ك،

وهذا يقدم المصفوفة التالية لـ هي ٥٥٥.

جدول (١٤)

۵	í	r	r	1	
, · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · · , · · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · · , · · · · · , · · · · · , · · · · · , · · · · · , · · · · · · , ·	, , ,18	, · · · , · · · , · · · , · · · , · · ·	, · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · , · · · · · , · · · · · , ·	,19 ,	1 T E

والمصفوفة السابقة هى مصفوفة التباين المشترك الخاص بالمتغيرات التى لم يتم تفسيرها عن طريق هذا العامل. وكما ذكرنا فيما سبق، فإن جميع المداخل البعيدة عن القطر الـ«ى ٥٥٠ تكون صفراً، والمداخل القطرية هى مقدار التباين الذى لم يتم تفسيره أو المفرد فى كل متغير.

وغالبا ما تكون ك هى مجموع المصفوفات العديدة «ك ت» وليس مجرد مصفوفة واحدة فى هذا المثال. وعدد مصفوفات «ك» التى تجمع مع «ك» هى ترتيب المصفوفة «ك»، وفى هذا المثال يكون ترتيب «ك» واحد. ويكون ترتيب «ك» هو عدد العوامل المشتركة فى هذا المثال يكون ترتيب «ك» واحد معين من العوامل، إذن سيتج برنامج التحليل العاملى مصفوفتين «ك» يه اللتين يتم جمعهما على مصفوفة الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك الأصلى «ر» عما يجعل ترتيب «ك» يعادل ترتيب العوامل، وكلما ازداد تحديد عدد العوامل كلما اقتربت «ك من ر» فإذا حددت أن عدد العوامل تساوى عدد المتغيرات = حيث «أ» هى عدد المتغيرات فى المصفوفة، إذن فكل مذخل فى «ك» سيساوى بالضبط المدخل المتطابق فى «د» تاركاً

اعتبارها مصفوفة تبلغ صفر. والفكرة هي رؤية إلى أي مدى منخفض يمكنك
 تحديد عدد العوامل مع استمرار تقديم اك التقريب معقول إلى الرى.

عدد العوامل والمتغيرات،

كلما كان تركيب العامل واضحا، كلما نقص حجم العينة الضرورية لاكتشافه. غير أنه كان سيكون من أصعب اكتشاف حتى تركيب عامل واضح وبسيط للغاية مع ما لا يقل من ما يقرب من ٥٠-١٠٠ حالة أو أزيد، كانت ستكون أكثر تفضيلا بالنسبة للتركيب الأقل وضوحا.

وتكون القواعد بشأن عدد المتغيرات مختلفة تماماً بالنسبة للتحليل العاملي أكثر من اختلافها بالنسبة لتحليل الانحدار. ففي التحليل العاملي يكون من الملاثم وجود العديد من المتغيرات الكثيرة عن الحالات.

وفى الواقع فحين نتحدث بصفة عامة فالمزيد من المتغيرات هى الأفضل طالما أن المتغيرات تظل وثيقة الصلة بالعهامل الضمنية.

كم عدد العوامل؟

يضيف هذا الجزء قانونين لاختبار علد العوامل. وسيُصاب القُراء المتآلفين مع التحليل العاملي باللهشة لانهم لن يجلوا أى تلميح عن قاعدة الجذر الكامن؟ المآلوفة التى وضعها كايزر أو اختبار الاكثر عمومية الذى وضعه كاتل.

ومن القاعدتين اللتين يتم مناقشتهما في هذا الجزء، نستخدم الأولى اختبار شكلى ذى دلالة لتحديد عند العوامل المشتركة فلتقل أن قن تشير إلى حجم العينة، قم عند المتغيرات قل عند العوامل وأيضاً تشير قرى إلى مصفوفة في للبواقي التي تم تحويلها إلى مصفوفة الارتباط قرى وهي عاملها المحدد وأن قأن المراقى التي تم تحويلها إلى مصفوفة الارتباط قرى العامل المحدد لتطبيق هذه المرام قمدكات تدوير العوامل.

والصعوبة الرئيسية في هذه القاعدة أنه في تجربتنا، مع العينات الكبيرة إلى حد ما تؤدى إلى المزيد من العوامل أكثر مما يمكن تفسيره بطريقة ناجحة. ويوصى المؤلفون بطريقة بديلة؛ فلقد كانت هذه الطريقة غير عملية فى وقت من الأوقات غير أنها اليوم فى المتناول.

وقم بتنفيذ التحليلات العاملية مع القيم المختلفة للعوامل، وأكمل التدوير وقم باختيار واحدة تقدم لك أكثر الطرق جاذبية.

تدوير المحاور:

فى المثال الخاص بحب الاستطلاع، ذكرت العوامل الفردية التى وضعها روبنستين: الاستمتاع بالقراءة، الاهتمام بالعلوم. إلى غير ذلك، فالتدوير هو خطوة فى التحليل العاملى تتيح لك تحديد أسماء أو تصورات العامل الهادفة مثل تلك:

الدالات الطويلة لعوامل التنبؤ:

ولفهم التدوير، أولاً ابحث المشكلة التى لا تتضمن التحليل العاملى، وافترض أنك ترغب فى التنبؤ بدرجات طلاب الكلية فجميعهم فى نفس الكلية فى العديد من الدورات المختلفة، من درجاتهم فى اختبارات المهارة العامة والمضفهية، والمحسابية، ولوضع صياغات تنبؤية، فلديك مجموعة من البيانات السابقة تتكون من درجات العديد من فئات الطلاب السابقين فى هذه الدورات، بالإضافة إلى درجات هؤلاء الطلاب فى اختبارات الحساب والاختبارات الشفهية.

وللتنبؤ بدرجات هؤلاء الطلاب كان يمكنك استخدام هذه البيانات عن الطلاب السابقين لتتوافق مع سلسلة من الاتحدارات المتعددة ذات المتغيرين، وكل انحدار يتنبأ بالدرجة في دورة واحدة من الدرجات على اختبارى المهارة.

والآن افترض أن الباحث يفترح جمع كل درجة من درجات الطلاب الشفهية والحسابية للحصول على مزيج من درجة المهارة «الأكاديية» وقم بتدوين الفروق بين الدرجات الشفهية والحسابية لكل طالب للوصول إلى المتغير الثانى «الفروق الشفهية والحسابية ويقترح المؤلفون إجراء نفس المجموعة من تحليلات الانحدار للتنبؤ بالدرجة المدرسية في اللورات الفردية».

وباستثناء استخدام المهارة «الأكاديمية» والفروق الشفهية والحسابية باعتبارهم عوامل تنبؤ في كل انحدار بدلاً من الدرجات الشفهية والحسابية الأصلية.

وفي هذا المثال كنت ستحصل بالضبط على نفس عوامل التنبؤ من درجات الدورة من هاتين العائلتين من عائلات الانحدار، فاحداهما يتنبأ بالدرجات الدراسية في الدورات الفردية من الدرجات الشفهية والحسابية، والآخر يتنبأ بنفس الدرجات الدراسية من درجات المهارة الأكاديية والفروق الشفهية والحسابية، وفي الواقع كنت ستحصل على نفس التبؤات إذا شكلت مزيج من ٣ درجات في الحساب + ٥ في الشفهي، و٥ في الشفهي + ٣ في الحساب وقمت بإجراء سلسلة من تحليلات الانحدار المتعدد ذي المتغيرين الذي ينبأ بالدرجات الدراسية من هذين المزيجين. فجميع هذه الأمثلة هي دالات طولية للدرجات الشفهية والحسابية الأصلية.

والنقطة الرئيسية أنه إذا كان لديك متغيرات عامل التنبؤ واستبدلت عوامل التنبؤ الأصلية بالدالات الطولية لعوامل التنبؤ هذه فإنك لن تحصل بصفة عامة أو تخسر أى معلومات وكان يمكنك إذا كان لديك الرغبة استخدام الدرجات على الدالات الطولية لبناء الدرجات على المتغيرات الأصلية. غير أن الانحدار المتعدد يستخدم أية معلومات تكون لديك بطريقة مثالية «كما تم قياسهما عن طريق جمع الاخطاء التربيعية في العينة الحالية» للتنبؤ بمتغير جديد «مثل الدرجات الدراسية في دورة معينة».

وحيث أن الدالات الطولية تشتمل على نفس المعلومات مثل المتغيرات الأصلية، فستحصل على نفس التنبؤات ما كان سالفاً.

وحيث أننا نضع فى الاعتبار أنه يوجد العديد من الطرق للحصول على نفس التنبؤات بالضبط، فهل توجد أية ميزة فى استخدام مجموعة واحدة من الدالات الطولية أكثر من غيرها؟ نعم، يوجد.

فقد تكون مجموعة واحدة أبسط من أخرى، وقد يكن زوجان معينان من الدالات الطولية من التنبؤ بالعديد من الدرجات الدراسية فى الدورة من مجرد متغير واحد أى دالة طولية واحدة اكثر من التنبؤ من اثنين.

فإذا اعتبرنا تحليلات الانحدار ذات العدد الأقل من متغيرات عوامل التنبؤ باعتبارها أبسط، يمكننا طرح مثل هذا السؤال. من جميع الأزواج المحتملة لمتغيرات عوامل التنبؤ التى كانت ستقدم نفس التنبؤات، فأيهما أبسط في استخدامه، من ناحية تقليل عدد متغيرات عوامل التنبؤ الضرورية في الانحدار العادى إلى الحد الأدنى؟ وكما يمكن أن يقال أن زوجين من متغيرات عوامل التنبؤ التي تزيد بعض مقايس البساطة إلى الحد الأقصى بهما تركيب بسيط.

وفى هذا المثال الذى يشتمل على الدرجات الدراسية، قد يكون لديك القدرة على التنبؤ بالدرجات الدراسية فى بعض الدورات بالضبط من درجات الاختبار الشفهى فقط، وتتنبأ بالدرجات الدراسية فى الدورات الأخرى بالضبط فى درجات الحساب فقط فإذا كان الأمر هكذا إذن كنت ستصل إلى البناء الأبسط فى تنبؤاتك آكثر مما لو كنت استخدمت كل من الاختبارين لجميع التنبؤات.

التركيب البسيط في التحليل العاملي:

تُعلق نقاط الجزء السابق حيث تكون متغيرات عامل التنبؤ عوامل. فإذا كان للينا مجموعة عوامل باعتبارها مجموعة من المتغيرات المستقلة أو متغيرات عامل التنبؤ وكان للينا المتغيرات الملحوظة باعتبارها مجموعة من المتغيرات التابعة أو متغيرات التابعة أو متغيرات المعيار. ضع في الاعتبار مجموعة من تحليلات الاتحدار المتعدد. وكل تحليل يتنبأ بمتغير واحد من المتغيرات من جميع العوامل. وكان يطلق على المعاملات القياسية في هذه المجموعة من الاتحدار التي تشكل مصفوقة المتغيرات × المعوامل. وهي مصفوقة أحمال العامل. وإذا قمنا باستبدال العوامل الأصلية بمجموعة الدالات الطولية لهذه العوامل. كنا سنحصل بالضبط على نفس التنبؤات مثل ما كان سالفاً . غير أن مصفوقة حمل العامل كانت ستكون مختلفة ، ولهذا يكتنا أن نسأل أى من العديد من المجموعات المتحملة للدالات الطولية التي قد نستخدمها تفرز أبسط مصفوقة لحمل العامل ، وعلى درجة الانحدار سنحدد البساطة على أنها عدد المدخلات التي تبلغ صفر أو تقترب من الصفر في مصفوقة حمل العامل.

وكلما ازداد عند الأصفار كلما كان البناء أبسط فالتنويـــر لا يعتبر المصفوفــة (ل، ي) على الإطلاق بل يغير مصفوفة حمل العامل.

وفى الحالة الشديدة من البناء البسيط، فكل متغير من المتغيرات التابعة سيكون
به مدخل واحد كبير فقط، بحيث يمكن تجاهل جميع المدخلات الأخرى غير أن
هذا كان سيكون بناء أبسط أكثر مما كنا ستتوقع عادة الوصول إليه. على أية حال
ففى العالم الحقيقى لا يتأثر كل متغير بمتغير آخر واحد فقط. إذن اطلق اسماً على
العوامل بالتوالى بناءً على فحص أحمالهم.

وفي تحليل العامل المشترك فإن عملية التدوير تكون في الواقع إلى حد ما أكثر اختصاراً مما أشرت إليه هنا، وذلك لأنك تعرف في الواقع الدرجات الفردية للحالات على العوامل، وعلى الرغم من ذلك فإن الإحصائيات الحاصة بالانحدار المتعدد التي تكون أكثر ملاءمة هنا – والارتباط المتعدد والانحدار – يمكن أن يتم حسابهما جميعا من الارتباطات الخاصة بالمتغيرات والعوامل المعينة. ولهذا يمكن أن نضع الأساس لحسابات التدوير في البناء البسيط على مجرد هذه الارتباطات بدون استخدام أي درجات فردية.

والتدوير الذى يتطلب أن تظل العوامل غير مترابطة هو تدوير متعامد فى حين يكون الآخر تدوير ماثل. وغالبا ما يصل التدوير الماثل إلى بناء بسيط أكبر، على الرغم من أنه مهما يكن الأمر يجب عليك أن تضع فى الاعتبار مصفوفة الارتباطات العاملية أثناء تفسير التتاثيج. وتكون كراسة المواصفات بصفة عامة واضحة، غير أنه إذا كان يوجد أى غموض فالقاعدة البسيطة هو أنه إذا كان يوجد أى قدرة على طبع مصفوفة الارتباطات العاملية إذن فالتدوير ماثل حيث أنه ليس هناك حاجة إلى مثل هذه القدرة للتدوير المتعامد.

مثال: يوضح الجدول التالى نتائج التدوير في التحليل العاملي لعدد (٢٤) مقياس من مقايس القدرة الذهنية.

جدول (١٥) التدوير المائل لأربعة عوامل من متغيرات القدرة الفعلية لعدد ٢٤ متغير

قيوز	مرئى	عدى	شفوى	المتسفيرات	•
, - 1-	, - ١	۱۹۰	,۸۰	المعلومات العامة	١
, . 4	۰,۰۲	٠١٠	۸۱,	فهم الفقرة	۲
,1	٫۰۱	, - 8	,47	استكمال الجملة	4
, · A-	, 77	۱۲,	,00	تصنيف الكلمة	Æ
٠٧,	-۱۰ ر	۱۱۰,	, ۸۷	معنى الكلمة	۵
,	۰,۳۰-	۸۲,	,٠٨	إضافة	٦
, ۲۹	, . 4	, 64	۰۳ ,	الرمز	٧
, . 4-	,18	,۷۹	-۲۱,	حساب مجموعات النقاط	A
,17-	۱٤,	,08	, - 1-	الحروف الكبيرة المستقيمة والمائلة	٩
,14	,	,٤٣	,۲٤	الحروف للمختلطة	1-
, . ٤-	,٧٧	۰,۰۳	, · A-	التصور المرتى	11
, · A-	,09	, . ۲-	, · V-	المكعبات	17
, • ₹→	,٦٨	,14-	-۲- ر	ورقة من اللوحة	14
, 14-	,٦٦	-7٠,	٠٧,	الإعلام	18
٠٧,	, ξ -	,11-	, Y o	الاستقراه	10
, 13	,47	,40	۰,۰۳۰	المتاهات العددية	17
, ۲۱	,47	, · V-	, ٧٤	التفكير في المشكلة	۱۷
۲٠,	, £4	,-0	, ۲۱	استكمال السلسلة	14
, 11	, ۱۳–	, - A-	٠, ٩	التعرف على الكلمة	14
,٦٤	, . ۲	-۹۰ ر	٠٤-	التعرف على الرقم	٧.
, 27	, ٤٣	, ۱۳-	, ١٦-	الشكل على الشكل	4.1
,14	, 14	1.4	, , .	الشكل - القيمة	77
, 27	,40	, ۲۳	, ۲۲-	الشكل - الرقم	77
, ۲۷	,10	, - 0	,	الشكل - الكلمة	3.8

ويكشف هذا الجلول عن بناء جيد وبسيط، وفي داخل كل مجموعة من مجموعات المتغيرات الأربعة تكون القيم العالية الما يزيد تقريبا عن ٤, في القيمة المطلقة، جميعها بصفة عامة في عمود واحد – عمود متصل لكل مجموعة من المجموعات الأربع، وبالإضافة إلى ذلك، يبدو أن جميع المتغيرات داخل كل مجموعة تقيس نفس الأتواع العامة من القدرة الذهنية. ويظهر الاستئناء الرئيسي في كل هذه التعميمات في المجموعة الثالثة. ويبدو أن المتغيرات في هذه المجموعة الثالثة ويبدو أن المتغيرات في هذه المجموعة التفكير وآخر أربعة في المجموعة، بصفة عامة أحمال في العمود (٣) ولا تكون المعدد من أحمال في العمود (٣) ولا تكون بالعامل الخامس جدير بالمحاولة على أمل أن يعزز عوامل خاصة وبالبصر، والمعتلى منفصلة، وقدم جورسش أسماء العوامل في الجدول (٦٥) غير أن فحص المتغيرات في المجموعة الثانية يفترض أن المهام البسيطة المتكررة، قد تكون فحص المتغيرات في المجموعة الثانية يفترض أن العدية،

ولسنا نعنى الإشارة إلى أنه يجب عليك أن تحاول داتماً أن تجعل كل حمل من أحمال المتغير على عامل واحد فقط. فعلى صبيل المثال اختبار القدرة الذى يتناول مسائل الكلمة الحسابية قد يتم تحميله بدرجة عالية على كل من العوامل الشفهية والحسابية. وهذه في الواقع إحدى مزايا التحليل العاملي، عن التحليل العنقودي، حيث أنه لا يمكن وضع نفس المتغير في عنقودين مختلفين.

تحليل العنصر الرئيسي ،

الأساسيات :

إن تحليل العنصر الرئيسي يحل مشكلة شبيهة بمشكلة التحليل العاملي، غير أنها مختلفة بالقلر الذي يكفي لتؤدى إلى الإرباك والتشوش. فليس بالمصادفة أنه تم اختراع التحليل العاملي المشترك عن طريق عالم النفس المميز التشائز سبيرمانه في حين تم ابتكار تحليل العنصر الرئيسي عن طريق إحصائي. يذكر تحليل العنصر الرئيسي عن طريق إحصائية م تحديدها بصورة جيدة،

وباستثناء حالات معينة، دائماً ما يقلم حلا فريدا مع بعض الخصائص الحسابية الدقيقة، ويمكن للمرء أن يصف بعض المسائل العملية المصطنعة إلى حد ما. التي يقدم لها تحليل العنصر الرئيسي الحل المضبوط، وتنبع الصعوبة من محاولة ربط العنصر الرئيسي بالمسائل العلمية في الحياة الحقيقية، ولا تكون المقارنة ببساطة جيدة جدا. وفي الواقع غالبا ما يقدم تحليل العنصر الرئيسي تقريبا جيدا للتحليل العاملي المشترك، غير أن هذه الميزة ليست هامة حاليا حيث أن كل من الطريقتين تتسمان بالسهولة بقدركاف.

والمفهوم الرئيسي في تحليل العنصر الرئيسي هو العرض أو التلخيص . افترض أننا نرغب في استبدال مجموعة كبيرة من المتغيرات بمجموعة أصغر التي تلخص على أفضل وجه المجموعة الأكبر . فعلى سبيل المثال، افترض أننا قمنا بتسجيل درجات فئات الطلاب على الاختبارات العقلية التي تبلغ «٣٠ اختباراً وليس للينا حيز لتخزين جميع هذه الدرجات - هذا مثال توضيحي فقط - غير أنه أكثر إغراء عن ذي قبل، حيث تم ابتكار تحليل العنصر الرئيسي . ومن أجل الاقتصاد في التخزين كنا سنرغب في خفض المجموعة إلى «٥» درجات لكل طالب التي بها سنكون قادرين على إعادة تنظيم الدرجات «٣٠ الأصلية بدقة بقدر المحتمل .

ومعامل الارتباط المتعدد والعوامل يشيران على التوالى إلى الأصل وعندما نقلل عدد المتغيرات من ٣٠٠ : ٥ كما في المثال الحالى، ويتم الإشارة إلى المتغيرات الأصلية به س وتلخيص المتغيرات للعوامل. وفي أبسط حالة يكون مقياس دقة إعادة التنظيم هو مجموع الارتباطات المتعددة التربيعية بين المتغيرات السره والتنبؤات عن هرس التي تم إعدادها من العوامل. وفي الحالة العامة يمكننا تقدير كل ارتباط متعدد تربيعي عن طريق التباينات بأنفسنا عن طريق ضرب الدرجات على كل متغير هرس أي متغير ثابت نختاره وتبلغ هذه القدرة على تحديد أي أوزان نختارها بالنسبة للمتغيرات المختلفة.

والآن لدينا حالة يتم تعريفها إلى حد ما بالمعنى الحسابى قلل عدد المتغيرات إلى مجموعة من الدالات الطولية لتلك المتغيرات التى تلخص أفضل وجه للمتغير الأصلى بالمعنى الذي تم وصفه.

وعلى الرغم من ذلك يتحول الأمر في النهاية إلى أن تقدم العديد من الدالات الطولية ملخصات جيدة بقدر متساو ولتصنيف المسألة إلى حل واحد مفرد، نقدم ثلاث حالات. أولا : العوامل التي أفرزت الدالات الطولية يجب أن تكون غير مترابطة على نحو مشترك. ثانياً : أي مجموعة من الدالات الطولية العوامل؟ يجب أن تشتمل على دالات المجموعة الأصغر. فعلى سبيل المثال أفضل أربع دالات طولية يجب أن تشتمل على أفضل ثلاث التي تشتمل على أفضل ائتين تشتمل على أفضل واحدة. ثالثاً : الأوزان التربيعية التي تحدد كل دالة طولية يجب أن تجمم إلى (١).

وتقدم هذه الحالات الثلاث بالنسبة لمعظم مجموعات البيانات حلاً واحداً فريدا. وعادة ما توجد دالات طولية يطلق عليها اسم العناصر الرئيسية وهي منخفضة في أهميتها عن طريق استخدام جميع الدالات الطولية التي قمت ببنائها بشكل جيد من درجات الس، الأصلية، وعن طريق استخدام العوامل الأولية ويذلك سنحصل على أفضل بناء محتمل لهذه القيمة الخاصة بالعوامل.

حدد عدد العوامل باعتبارها عمود من الأوزان تم استخدامه لتشكيلها من المتغيرات «س» فإذا كانت المصفوقة الأصلية «مصفوقة الارتباط» فحدد كل من الجغير الكامن. باعتبارها مجموع الارتباطات التربيعية مع المتغيرات «س». وإذا كانت معاملات الارتباط هي مصفوفة التباين المشترك، فحدد التشبعات باعتبارها مجموع الارتباطات التربيعية مع كل ارتباط ثم وزنه عن طريق تباين المتغيرات «س» المتطابق. وعادة ما يساوى مجموعها الجذر الكامن من المدخلات الأصلية في مصفوفة الارتباط.

وتظهر الحلول غير الفريدة فقط بأن يكون اثنين من الجذور الكامنة أو أكثر

متساويين بالضبط، فيتحول الأمر إلى أن الجذور الكامنة المتطابقة لا يتم تحديدها بصورة فريدة، ونادرا ما تظهر هذه الحالة في التدريب ولهذا تتجاهلها.

ويسمى كل عنصر من عناصر الجذر الكامن مقدار التباين الذى يفسره العنصر. والسبب الرئيسى لهذا هو أن تعريف الجذر الكامن باعتباره مجموع الارتباطات التربيعية، وعلى الرغم من ذلك يتحول الأمر إلى أن التباين الفعلى للرجات العنصر تتساوى مع الجذر الكامن، ومن ثم ففى تحليل العنصر الرئيسى قباين العامل، ومقدار التباين الذى يفسره العامل، يكونا دائما متساوين.

عدد العناصر الرئيسية ،

قد يحدث أن تفسر العناصر الرئيسية للعوامل جميع التباينات في مجموعة بناء كامل من متغيرات وس، بمعنى أنها تتيح بناء كامل لـ وس، على الرغم من أن المغيرات أكبر من العوامل، وعلى الرغم من ذلك ففي غياب هذا الحدث لا يوجد اختبار ذي دلالة في عدد العناصر الرئيسية، ولمعرفة السبب، ضع في الاعتبار أولا مسألة أبسط: قم باختبار الافتراض الذي يذكر أن الارتباط بين متغيرين هو و١، فيشير هذا الافتراض إلى أن جميع النقاط تقع على خط مستقيم، ثم يتبع هذا أن جميع النقاط في أي عينة من هذه للجموعة يجب أن تقع أيضاً على خط مستقيم، ومن هذا ينتج أنه إذا كان الارتباط بيلغ و١، في المجموعة، فيجب أن يكون أيضاً ومن هذا ينتج أنه إذا كان الارتباط بيلغ و١، في المجموعة، فيجب أن يكون أيضاً بناقض الافتراض البديهي.

وتنطبق مقولة مماثلة على الافتراض الذى يذكر أن الارتباطات المتعدة تبلغ «١٥ غير أن الافتراض الذى يذكر أن عناصر العوامل تفسر أن جميع التباينات فى المتغيرات تكون ضرورية للافتراض الذى يذكر أنه حين يتم التنبؤ بالمتغيرات من العناصر عن طريق الارتباط المتعدد. فتبلغ جميع الارتباطات المتعددة «١٥ ومن ثم فالفشل الطفيف فى ملاحظة هذا فى عينة ما يناقض الافتراض الذى يتعلق بالمجموعة.

فإذا كان السطر الأخير من الفقرة الذى يتعلق بالتفكير يبدو أنه يشتمل على فجوة، فهو الفشل فى التمييز بين الأخطاء فى أخذ العينة وأخطاء القياس. وتهتم الاختبارات ذات المدلالة فقط بأخطاء أخذ العينة، غير أنه من المنطقى افتراض أن الارتباط الملحوظ الذى يبلغ ٨, يختلف عن الارتباط المذى يبلغ ١٥، بسبب أخطاء القياس. وعلى الرغم من ذلك تشير احتمالية أخطاء القياس إلى أنه يجب أن تفكر فيما يتعلق بنموذج العامل المشترك وليس التفكير فى نحوذج العنصر، حيث أن أخطاء القياس تشير إلى أنه يوجد تباين إلى حد ما فى كل متغير من متغيرات ٥س، لم يتم تفسيره عن طريق العوامل.

القوانين القائمة على أساس الجذر الكامن لاختيار عدد من العوامل:

افترض هنرى كازير قانون لاختيار عدد من العوامل أقل من العدد الضرورى للبناء الكامل (مجموعة العوامل تساوى عدد من الجذور الكامنة من ١٩ صحيح) وغالبا ما يتم استخدام هذا القانون في تحليل العامل المشترك بالإضافة إلى استخدامه في تحليل الاجزاء المكونات الأساسية، وتؤدى مسارات عديدة من الأفكار إلى القانون الذى وصفه كازير، غير أنها أبسطها حسابيا حيث أن الجذر الكامن هو مقدار التباين الذى فسره أكثر من عامل واحد. فليس هناك معنى لإضافة العامل الذى يفسر تباين أقل أكثر مما هو محتوى في متغير واحد وحيث أنه من المفترض أن تحليل المكونات يلخص مجموعة من الميانات لاستخدام مكون اعتصرا يفسر ما هو أقل من التباين الذى يبلغ ١٦ صحيح فهذا شيء هو أقل من التباين اللذى يبلغ ١٦ صحيح فهذا شيء يكون في أحد أجزاء الملخص أطول من جزء الكتاب الذى يلخصه. فهذا شيء يكون في أحد أجزاء الملخص أطول من جزء الكتاب الذى يلخصه. فهذا شيء يضاهي تماماً القانون النهائي لإجراء العديد من التحليلات العاملية ذات الاعداد المختلفة من العوامل، ورؤية أى التحليلات له معنى، ويكون القانون النهائي أسهل بكثير اليوم أكثر مما كان منذ أجيال مضت، ولهذا يبدو قانون كايزر على أنه مطلق.

وتم افتراض طريقة بديلة أطلق عليها اسم اختبار البيانات وبهذه الطريقة خطة

للجذور الكامنة المتتالية، وتبحث عن موقع فى الخطة حيث تبدأ الخطة بطريقة عشوائية واسمى «كاتل» هذا الاختبار بعد وضع البيانات أو مجموعة على شكل مخروطى.

ومن مشاكل اختيار البيانات أنه يمكن أن يؤدى إلى نتائج مختلفة تماماً إذا وضعت الجلور التربيعية أو لوغاريتمات الجلور الكامنة بدلاً من الجلور الكامنة ذاتها، ولا يكون واضحا أسباب أن الجلور الكامنة ذاتها تكون مقياسا أفضل عن هذه القيم الأخرى.

وهناك طريقة أخرى تكون مماثلة لاختيار البيانات، غير أنها تعتمد أكثر على التيجة وأقل على الرسوم البيانية، ففي كل الجذور الكامنة حدد مجموع هذه الجذور التي تمثل نسبة التباين.

فعلى سبيل المثال افترض أنه في مسألة بها ٧٧ متغيرات كانت الجذور الكامنة الأربعة الأخيرة ٨, ١ , ١ , ١ , وتضاف هذه القيمة إلى ١,٢٥ ولهذا الأربعة الأخيرة ٨, ١ , ١ , ١ , وتضاف هذه القيمة إلى ١,٢٥ ولهذا تكون ١,٢٥ هي مقدار التباين الذي لم يتم تفسيره عن طريق نموذج مكون من التباين الذي لم يتم النموذج المكون من ثلاثة عوامل كان سيفسر ٢٣٪ من التباين الذي لم يتم تفسيره فيما سبق وتفرز نتيجة مماثلة بالنسبة للجذور الكامنة الخمسة ٢ , / ٢ , ١٥ على المتاين الذي لم يتم در ١ , ١ على المتاين الذي لم يتم تفسيره فيما سبق .

بعض العلاقات بين قيم المخرجات :

يوجد عدد من العلاقات بين قيم المخرجات. ويشعر العديد من الأفراد أن هذه العلاقات تساعدهم على فهم المخرجات بصورة أفضل. ويكون أفراد آخرون مجبرين ويرغبون في استخدام هذه العلاقات ليثبتوا أن فيرس معين لا يهاجم برامج الكمبيوتر الخاصة بهم. وتكون العلاقات الرئيسية كما يلى:

- ١ مجموع الجذور الكامنة = أ.
- إذا كانت مصفوفة الإدخال هي مصفوفة التباين المشترك.
 - مجموع الجذور الكامنة = مجموع تباينات المدخلات.
- إذا كانت مصفوفة المدخلات هي مصفوفة التباين المشترك.
- ٢ نسبة التباين الذي تم تفسيره = الجذر الكامن / مجموع الجذور الكامنة.
 - ٣ مجموع أحمال العامل التربيعية بالنسبة للمكون الرئيسي.
 - ٤ مجموع أحمال العامل التربيعية للمتغير.
 - = التباين الذي تم تفسيره = «المدخل القطرى في المصفوفة».
 - = قيم الشيوع في تحليل العامل المشترك.
 - = تباين في المتغير العام إذا كانت العوامل = المتغيرات.
 - ٥ مجموع النواتج المستعرضة بين الأعمدة والمتغير لمصفوفة حمل العامل.
 - = المدخل القطرى في المصفوفة.
 - ٦ لا تزال العلاقات في ٣، ٤ حقيقة بعد التدوير.
- ٧ مصفوفة الارتباط وفي حالة الضرورة يمكن استخدام القانون رقم (٤)
 لاكتشاف المداخل القطرية في المصفوفة، ثم يمكن بعد ذلك استخدام القانون رقم(٧) لاكتشاف المداخل القطرية في (١٤).

مقارنة بين تحليليين عاملين

حيث أن أحمال العامل تكون من ضمن أهم أجزاء المخرجات في التحليل العاملي، فيبدو من الطبيعي التساؤل بشأن الأخطاء القياسية في حمل العامل، بحيث - على سبيل المثال - قد نقوم باختبار دلالة القروق بين أحمال العامل في العيتين، ولسوء الحظ لا يمكن استتاج أي صياغة عامة مفيدة لمثل هذا الفرض بسبب الغموض عند تحليد العوامل ذاتها، ولرؤية هذا، تخيل أن العوامل المحموعات. فقد تظهر عوامل الحساب باعتبارها العوامل ، ٢ على التوالى في عينة واحدة، غير أنها في الترتيب العكسي في العينة الثانية من نفس المجموعة ثم إذا قارنا بطريقة ميكانيكية. على سبيل المثال قيمتي حمل المتغير رقم (٥٥) على العامل (١٥ كنا سنقارن بالفعل حمل المثغير رها على العامل الحسابي بالنسبة إلى حمله على العامل الشفهي. ويطريقة عامة أكثر لن يكون هناك معني تماماً لقبول عاملي أخرى.

ولهذا نحتاج إلى طريقة مختلفة تماماً لدراسة أوجه الشبه والاختلاف بين تحليلين عاملين.

وفى الواقع، قد يتم صياغة العديد من الأسئلة المختلفة مثل الأسئلة الحتاصة بالشبه بين تحليلين عامليين أولاً، يجب أن نميز بين شكلين مختلفين من البيانات.

ا نفس البيانات في مجموعتين. قد يتم إجراء نفس المجموعة من المقايس على الذكور والإناث أو على الجماعات المعالجة والضابطة. فيظهر السؤال إذا كان بناه العاملين واحد.

٢ - حالتان أو مجموعتان من المتغيرات فى مجموعة واحدة يجب أن يتم تقديم بطاريات الاختبارين إلى مجموعة واحدة من الخاضعين للبحث «عينة البحث» ويتم توجيه أسئلة بشأن ما إذا كانت مجموعتان من الدرجات تختلف أو يتم تقديم نفس البطارية فى ظل حالتين مختلفتين.

مقارنة التحليلات العاملية في مجموعتين:

فى حالة المجموعتين ومجموعة واحدة من المتغيرات، لن يتم توجيه سؤال بشأن بناء العامل ما إذا كانت المجموعتان تختلفان فى الوسائل، كان سيكون هذا سؤال خاص بالـManova الحمليل التباين المتعدد للتباين . فإذا لم تكن مجموعتى الوسائل متساوية أو جعلها متساوية إلى حد ما، إذن لم يتم أيضاً طرح السؤال الخاص بما إذا كانت مصفوفة الارتباط يمكن أن يتم حسابها بطريقة هادفة. بعد تجميع العينتين حيث أن الفروق فى الوسائل كانت ستدمر معنى هذه المصفوفة.

ويكون السؤال «هل لهما فقس العوامل» فالسؤال الأخير يقترب من السؤال «هل عن السؤال «هل لهما فقس العوامل» فالسؤال الأخير يقترب من السؤال «هل يحتاج إلى تحليلن مختلفين من تحليلات العامل بالنسبة للمجموعتين؟ ولرؤية الموضوع، تخيل مسألة بها (٥) اختبارات شفهية و (٥) اختبارات حسايية، ومن أجل البساطة تخيل أن جميع الارتباطات بين مجموعتى الاختبار تبلغ بالضبط صفر، وأيضاً من أجل البساطة، ضع في الاعتبار تحليل المكونات على الرغم من أنه يمكن اختيار نفس هذه النقطة فيما يتعلق بتحليل العامل المشترك. والآن تخيل أن الارتباطات بين (٥) اختبارات شفهية تبلغ جميعها بالضبط (٤) بين الإناث و(٨) بين الذكور، في حين تبلغ الارتباطات بين خمسة اختبارات حسابية جميعها بالضبط (٨) بين الآناث و(٤) بين الذكور، وكانت التحليلات العاملية في المجموعتين تفرز على حلة بناءات عاملية مختلفة غير أن عوامل متطابقة ففي كل التحليل سيحلد العامل الشفهي الذي يتم وزنه على نحو متساو مع جميع نبود الشفهية مع ٨ أوزان بالنسبة لجميع البنود الحسابية والعامل الحسابي في

النموذج المضاد، وفي هذا المثال لن يتم الحصول على أى شيء من التحليلات العاملية المنفصلة بالنسبة للجماعتين، على الرغم من أن بنائى العاملين يكونان مختلفان تماماً.

ونقطة أخرى هامة بشأن مسائل للجموعتين هو أن التحليل الذي يستنتج (٤) عوامل في المجموعة الثانية يكون به العديد من إجمالي العوامل مثله مثل التحليل الذي يستنتج (٨) في الجماعة المشتركة. ومن ثم فالسؤال العملي قد لا يكون ما إذا كانت التحليلات التي تستنتج عوامل في أي جماعة من الجماعتين تتوافق مع البيانات بشكل أفضل أكثر من التحليل الذي يستنج عوامل في للجموعة المشتركة. وأيضاً يجب أن يتم مقارنة تحليلين منفصلين مع التحليل الذي يستنج عاملين من العوامل في للجموعة المشتركة.

ولإجراء مثل هذه المقارنة في تحليل المكونات، اجمع أولاً الجنور الكامنة للعوامل في كل جماعة منفصلة وقارن متوسط الجمعين بمجموع (٢) من الجذور الكامنة للمتغيرات في المجموعة المشتركة وسيكون من النادر أن هذا التحليل يفترض أنه من الأفضل إجراء تحليلات عاملية منفصلة في الجماعتين. ويجب أن يقدم نفس التحليل على الاقل إجابة تقريبية على السؤال الخاص بتحليل العامل المشترك أبضاً.

وافترض أن السؤال بالفعل هو ما إذا كان بنائى العاملين يكونا متطابقين فهذا السؤال يكون متشابها مع السؤال الذى يتعلق بما إذا كانت مصفوفات ارتباطية أو مصفوفات التباين المشترك متطابقة أم لا، وهو سؤال يجب أن يتم تعريفه بدقة بدون الإشارة إلى التحليل العاملي على الإطلاق. وتكون اختبارات هذه الفروض خارج نطاق عملنا غير أن الاختبار الخاص بنوع مصفوفتين من مصفوفات التباين المشترك يظهر لمدى موريسون (١٩٩٠) والأعمال الاخرى الخاصة بتحليل التباين المتعدد.

مقارنة التحليلات العاملية لجموعتين من المتغيرات في جماعة واحدة

من الأسئلة التى غالبا ما يطرحها الأقراد ما إذا كان يجب عليهم تحليل المجموعات المتغيرة أ، ب معا أو على حدة? . والإجابة عادة هى تحليلهما إذا لم يكن هناك تداخل بصورة واضحة بين المجالين قيد الدراسة، وعلى أية حال، إذا كانت مجموعتى المتغيرات فى الواقع ليستا مترابطتان، إذن سينجزك التحليل العاملي بذلك، ويستتج مجموعة واحدة من العوامل بالنسبة للمجموعة «أ» ومعموعة أخرى من العوامل للمجموعة «ب» ومن ثم لتحليل للجموعين على حدة هو الحكم المسبق على الجزء الخاص بالسؤال الذي من المفترض أن يجيب به على التحليل العاملي.

وكما فى حالة العيتين المنفصلتين من الحالات، يوجد سؤال غالبا ما يتم صياغته فيما يتعلق بالعوامل غير أنه يتم صياغته بشكل أفضل باعتباره دال عن نوع مصفوفتى الارتباط أو التباين المشترك، وهو سؤال يمكن الإجابة عليه بدون الإشارة إلى التحليل العاملي.

وفي المثال الحالى يوجد للينا مجموعتين متوازيتين من المتغيرات أى كل متغير في المجموعة «أ» يوازى متغير في المجموعة «ب» فالسؤال إذن إذا ما كانت مصفوفتي الارتباط أو مصفوفات التباين المشترك متطابقتان أم لا وهذا السؤال ليس له علاقة بالتحليل العاملي، غير أن له علاقة ضئيلة بسؤال ما إذا كانت ارتباطات أ، ب عالية أم لا. وقد تكون مصفوفتي الارتباط أو مصفوفات التباين المشترك داخل للجموعات «أ» ، «ب» متساويتان بصرف النظر عن ما إذا كانت الارتباطات «أ» ، «ب» متساويتان بصرف النظر عن ما إذا كانت الارتباطات «أ» ، « و الله متساويتان بصرف النظر عن ما إذا كانت الارتباطات «أ» ، « منه متساويتان بصرف النظر عن ما إذا كانت الارتباطات الم و المنفضة .

وقام دار لبختون ووينرج ووالبيرج (١٩٧٣) بوصف الاختبار الخاص بالافتراض الذي يذكر أن مصفوفات التباين بالنسبة للمجموعات المتغايرة (أ،ب، تكون متساوية حين يتم قياس للجموعات أ، ب في نفس عينة الحالات وهذا يستلزم افتراض أن مصفوفة التباين المشترك (أ،ب، تكون متناسقة، ولذلك فعلى سبيل المثال إذا كانت للجموعتان (أ،ب، هما نفس مجموعات الاختبار التي تم تتغيذهما في العامل الأول والثاني، فيستلزم الافتراض أن التباين المشترك بين الاختبار (س، في العامل الأول والاختبار الثاني (ص، يساوي التباين المشترك بين الاختبار (س، في العامل الأول والاختبار (ص، في العامل الأول. وحين نضع في الاعتبار هذا الافتراض يكنك ببساطة أن تشكل مجموعتين من الدرجات أطلق عليهما اسم (أ+ب، و (ب+أ) يكونان حاصل جمع وفروق المتغيرات المتوازية في عليهما الذي يذكر أن جميع المتغيرات (بالم الأهلي يذكر أن جميع المتغيرات (باله لا تكون مترابطة مع جميع المتغيرات في المجموعة (ب-أ) و يكن اختبار هذا الافتراض بتحليل Manova

التحليل العاملي وتحليل المكونات

توجد ثلاث طرق مختلفة لإدخال البيانات في بعض البرامج والتي يتم إدخالها في شكل يمكن للإجراء العاملي أن يستعمله وقد تبدو الطريقة الرابعة اسيتم وصفها باختصار، منطقية غير أنها لا تنجح في الواقع سيقبل العامل البيانات في شكل مستطيل قياسي. ويسحب تلقائيا مصفوفة الارتباط ويستخدمها لمزيد من التحليلات. فإذا كنت ترغب في تحليل مصفوفة التباين المشترك بدلاً من ذلك، وبعد ذلك يمكن استخراج التباين المشترك Type = Covarionce وبعد استخراج التباين المشترك يمكن تحليل مصفوفة الارتباط عن طريقة Type = Correlation.

والطريقة الثانية لإعداد البيانات للتحليل العاملي هي حساب وحفظ مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك في خاتمة الارتباط «CORR» وعن طريقه سيلاحظ تلقائيا ما إذا كانت المصفوفة هي مصفوفة الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك في

الوقت الذى يتم فيه حفظها. وستحفظ هذه المعلومة ثم سيستخدم العامل أوتوماتيكيا النوع الصحيح.

والطريقة الثالثة طريقة مفيدة إذا كان لديك مصفوفة ارتباط أو تباين مشترك من المصور المطبوع، وترغب في أن تدخل هذه المصفوفة عن طريق اليد. بالطريقة التالية اجمع بين الأمرين إدخال مع نوع Input ، Type فعلى سبيل المثال افترض أن المصفوفة كما يلى:

جمول (١٦)

۳٦	, ٤٧	۲۲,	,48
79	,0A	,,4	۲۲,
,۳۸	, 97	,01	, ٤٧
,,,	,۳۸	, ۲۹	,٣٦

وهذه المصفوفة هى مصفوفة التباين المشترك للمتغيرات الأربعة الجبر، الهندسة، والكمبيوتر، وحساب المثلثات الحادة أدخل الارتباط أو التباينات المشتركة في أرقام أكثر دلالة عن هذه في نموذج البيانات هذا وكان يمكنك أن تطبع هذه البيانات بعد حفظ درجات مادة الحساب ثم ادخل الجبر والهندسة وحساب المثلثات ثم يمكن بعد ذلك طبع التباين المشترك وسوف يكون الشكل كالآتي:

جمول (۱۷)			
			,48
		,۸۹	, 97
	,47	, 0,	, ٤٧
, ۸۷	,۳۸	, ۲۹	,۳٦

ولاحظ أنك تبدخل فقط الجزء المستطيل الأدنى من المصفوفة وفى هذا المثال تدخل الجزء القطرى، ولكن إذا قمت بإدخال مصفوفة الارتباط بحيث تبلغ جميع المداخل القطرية (١) صحيح أذن اضغط على الأمر الخلايا القطرية Diagonal قبل التنفيذ بالأمر Run ثم احذف المدخلات.

والطريقة الرابعة التى لا تنجح هى إدخال أو فحص مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك فى معالج الكلمة، وفى هذه الطريقة سوف يتم معالجة المصفوفة باعتبارها مصفوفة من الدرجات وليس مصفوفة ارتباطات أو تباين مشترك وبكون المخرج فى شكل تتوقعه، ولن يكون هناك إشارة واضحة إلى أن التحليل بأكمله قد تم إجراؤه بطريقة غير صحيحة.

الدرجة العاملية

يذكر صفوت فرج أنه اليؤدى تحليلنا لمصفوفة من الارتباطات بين علد من المتغيرات إلى تصنيف لتباين أداء عينة المفحوصين على هذه المقياس أو المتغيرات، بحيث نحصل على العوامل للختلفة التي تقف خلف الآداء على هذه الاختبارات، ونقف على أوزان هذه العوامل من خلال تقديرنا لأهمية كل عامل مقيس بعدد التشبعات ونسبة تباينه.

حساب الدرجة العاملية من درجات الفرد،

يوضح صفوت فرج المثال المتالى:

جمول (۱۸) مصفوفة الكونات العاملية للاختبارات والكونات الاختبارية للعوامل [«]مصفوفة عاملية»

37	37	3′	
, ۲۲	, ۲۸	, 70	١٢
,40	, 2 2	,۷۲	۲,
, . 4-	۶۸٦,	,۲۱	۲۲
, ۸0	۳۱,	, ۲٤	م ع
,٣٢	- ۱۱,	,08	م ٤
١,	1,18	1,77	الجذر الكامن

جدول (19) الدرجات المعيارية الفردية أب على المتغيرات التمسة

ب	Î	الفرد		
٣-	1,4	١٢		
٠,١	٦,	۲۲		
١,٤	,0 -	۲۲		
٠,٩	٧,	٦٤		
۰۲–	١,٢	٥٥		

الطريقة،

العامل الأول نضرب كل درجة من درجات وأا على الاختبارات الخمسة في تشبع كل اختبار على العامل الأول:

المامل الأول:

$$(\%, 1 \times 0\%, 1) + (\%, \times \%\%, 1) + (-0, \times 1\%, 1) + (\%, \times 3\%, 1) + ($$

العامل الثاني :

$$+ (, \%, \%) + (, \%, \%) + (, \%, \%) + (, \%, \%) + (, \%, \%) + (,$$

العامل الثالث ،

$$(\Upsilon, I \times \Upsilon\Upsilon,) + (\Gamma, \times \circ\Upsilon,) + (-\circ, \times P \cdot,) + (V, \times \circ \Lambda,) +$$

وبنفس الطريقة يمكننا أن نحسب الدرجات العاملية للفرد ب.

بعض الأسئلة الهامة في التحليل العاملي

س: ما هي الفروش الأساسية في التحليل العاملي ؟

ج. : توجد عوامل مشتركة تكمن وراء بطارية المتغيرات، وعادة تكون العوامل المرجعية أقل عددا من الاختبارات المستخدمة.

س: ما هي النظريات التي تفسر التحليل العاملي ؟

ج : ١ - نظرية العاملين لسييرمان.

٢ - نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز.

٣ ~ نظرية العينات لطومسون.

٤ - نظرية العوامل المتعددة.

س ؛ اذكر بعض المفاهيم العاملية ؟

جـ: ١ - التباين.

٧- الشيوع.

٣ - العلاقة بين الثبات والشيوع.

٤ - الجنر الكامن.

٥ - حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملية.

٦ - دلالة التشبع على العامل.

س : ماهي أنواع التباين الكلي للمتغير؟

 جـ : ١- التباين المشــترك وهو نسبة من التباين الثابت التى ترتبط بالمتغيرات الأخرى.

٢- التباين الخاص وهو نسبة التباين الثابت التي لا ترتبط بأي متغير آخر.

 ٣- تباين الخطأ وهو الذي يتوقف على الصدفة نتيجة لأخطاء العينة والقياس والظروف.

س : اذكر طرق التحليل العاملي ؟

- جـ: ١ الطريقة المركزية.
- ٢ الطريقة القطرية.
- ٣ الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات.
 - ٤ طريقة الاحتمال الأقصى.
 - ٥ طريقة المكونات الأساسية.
 - ٦ طريقة العوامل المتعددة.

س : اذكر أنواع تدوير المحاور؟

- جـ: ١ التدوير المتعامد.
 - ٢ التدوير المائل.

س : ماهي أنواع المصفوفات في التحليل العاملي 9

- ج: ١ الصفوفة الربعة.
- ٢ الصفوفة التماثلة.
- ٣ المصفوفة القطرية.
- ٤ الصفوفة التطابقة .
- ٥ الصفوفة المقلوبة.
- ٦ المصفوفة الصفرية.

س : اذكر محكات تدوير العوامل ؟

- جه: ١ محك تيكر.
- ۲ قاعدة همفري.
- ٣ محك كومب.
- **٤ محك كايزر .**
 - ٥ محك كاتل.

- ٦ محك مويزز.
- ٧ محك بيرت وبانكز.

س ؛ متى نستخدم التدوير المائل والتدوير المتعامد ؟

ج. : التدوير الماثل يلجأ إليه الباحث إذا قبل منطق الارتباط بين العوامل ورفض
 منطق الاستقلال . أما منطق الاستقلال يعبر عنه التدوير المتعامد.

س : هل توجد أنوع أخرى من التحليل العاملي ؟

- ج : ١ التحليل العاملي المعكوس.
- ٢ التحليل العاملي من الدرجة الثانية.
- ٣ التحليل العاملي من الدرجات العليا.

س : ما هي أهداف التحليل العاملي ؟

- جـ : ١ الهدف الوصفى ويعنى أنه ينظر إلى العوامل دائماً على أنها أبعاد أو
 فتات وصفية لمجموعات من الظواهر أو الاختبارات متضمنة بعض
 الخصائص المشتركة.
- ۲ الهدف التنبؤى حيث تُعد العوامل صيغة رياضية تلخيصية لمجموعة من معاملات الارتباط يمكن أن توحى بأبعاد معينة للسلوك، تمكننا من التنبؤ على المستوى الواقعى إذا ما قامت نتائجنا العاملية على عينات واسعة متجانسة ومقايس مرتفعة من الثبات والصدق.
- ٣ هذف الإيحاء بفروض جديدة . حيث يؤدى العامل هنا دوراً إيجابيا للبناء النظرى للعلم.
- ٤ هدف اختيار الفروض حيث يمكن استخدام التحليل العاملي في مساندة المنهج
 لقبولنا أو لرفضنا فرضا تجربييا معيناً.

تم بعمر ولد،،

قاموس المطلحات الإحصائية

A

Abilities	القدرات
Abscissa	إحداثي أفقي
Abstract number	- 24c
Abstraction	تجريد
Acceptance error	خطأ القبول
Acceptance	نقطة القبول
Accomplishment Quotient	النسبة التحصيلية
Achievement	التحميل
Action Criteria (المرد السل أداء الفرد السل أداء الفرد السل السل أداء الفرد السل السل السلام	الميزان النشاطي(ويهدف إلى قيا
Addition	جمع
Additive	جمعية
Additivity	جمع
Age Equivalent Norms	معابير الأعمال الزمنية
Aliquot parts	أجزاء متدلظة
Almost	تقريبأ
Alternative Hypothesis	الفرمض البديل
Alternately positive & negative	ليجابي وسلبي على التبادل
Altitude	ارتفاع
Amount :	جملة
Analysis of Variance	تحليل التباين
Analytical Geometry	هندسة تحليلية
Antecedent	مقتم
Approximate	تقريبي

Approximation نگريب Aptitude الاستعداد Arbitrary تحكمي Arc أأوس طريقة المساحة Area Method Area مسلحة Arithmetic Mean المتومط الحمايي الفرق أو الفاضل الحسابي Arithmetical difference المتوالية الحسابية أو العدية Arithmetical progression Artificial زاكف ومصطنع مساومة أو تقدير Assessment Associative law قاتون نتسيق الحدود الاحساءات اللاشرطية Assumption-free statistics Attainment التحسيل Automatic Interaction Detection برنامج الكشف الألى عن التفاعلات (AID) وهو جزء من برامجSPSS Axiom البدييية Axis محور

B

Backward Elimination طريقة هذف المتغيرات على التوالي
Bar Chart الأعمدة البيانية
Base العدة
Battery

التوزيم نو الحدين **Binomial distribution** اختيار ذي الحدين Binomial أساءب للتدوير الماثل وضبعه كايزر وديكمان Binormamin الظواهر الحبوبة Biological الإحساء الحيوى **Biostatistics** معامل الارتباط الثنائي المتسلسل **Biserial Correlation** الارتباط الثنائي Biswerial Correlation مجتمع أصل توزيعه المتدالي **Bivariate Normal Distribution** نموذج المسارات الذي يشتمل على متغيرين **Bivariate Path Model** تباین ندائی (أو نباین مشترك بین متغیرین) Bivariate

ſ

البرامج الجاهزة Canned Programs الارتباط القانوني Canonical Correlation الأعداد الكار دبنالية Cardinal Numbers Case Study حالات فردية Categorical Data البيانات التصنيفية المتخيرات النوعية Categorical Variables محك كاتل (انتحديد عدد العو امل) Cattell Criterion Causal Analysis تحليل النسبية التأثيرات السببية Causal Effects Causal Model نموذج سببي العلاقات السببية أو العلية Causal Relations الأنظمة السسة Causal Systems Causality علية

Cause CEEB Norms المعيار الناتي الجامعي Central Tendency النزعة المركزية Centroid Factors الموامل المركزية Centroid Method الطريقة المركزية نماذج التأكد Certainty Change Ratio ، نسبة التغير Characteristic عدد بیاتی Chi-Square dist توزيع كاي Chi-Square test اختبار كاي Chort Studies دراسات القوج Circulating (or repeating) decimal کسر دائر المنهج الكلاسيكي Classical Approach Classical Optimization النماذج الكلاسيكية (الحلول المثلي) Classification تصنيف Cliometric القياس التاريخي شديد التشابه (في المقارنة بين العواسل) Close Similar Closest approximation آھ بنتھ س المعادنة العنقردية Cluster Sampling Code Method طريقة الترميز Coding Method الطريقة القصيرة Coefficient of Belonging معامل النطق (في تطول التجمعات) Coefficient of Concordance معامل الإنفاق Coefficient of determination . معامل التحديد أو التباين المشترك Coefficient of Factor Similarity معامل تشابه بين العوامل Coefficient of Nondetermination معامل الاغتراف

معامل الاختلاف

معامل مشتر ک

Coefficient of Variation (C.V)

Co-Factor

Cognitive العقلبة المعرفية Column Vector متجه عمودى Combination تقييم النتائج المتعلقة بكل تشكيلة أو توقيعه Combinatorial Solution طربقة توقيع المتخيرات Combined Expected Value and Variance القيمة المتوقعة والتباين Common Factor Variance تباين عامل عام Common Factors عوامل مشتركة Common logarithms لو غار بتمات عادية تباین علی (أو تباین مشترك) Common Variance Communalities الإشتر لكيات Communality التو اكبة الإختيار Commutative law قاتون تبنيل الحدود Completion التكملة Composite Hypothesis الغرض المركب Composite number عدد مرکب Composition of ratios تركيب النسب Composite variable متغير مركب Compound amount حملة مركبة Compound quantities أعداد منتسة Compound proportion نتاسب مرکب حاميل ضرب النسب Compounded ratios Computation تقدير تقريبي Concentration Measures مقاييس للتركيز Conceptual Evidence . الدليل التصوري Concomitant Variation التباين المتلازم Concrete number عدد مميز

حدود الثقة

الحوث التوكسة

Confidence Limits

Confirmatory

Confounding Variables	المتغيرات الدخيلة
Conservatism	درجة المحافظة
Consistency	الانساق
Consistent	متسق
Constant	ثابت
Content Analysis	تطيل المحتوى
Continuous	متصل
Cluster Analysis	تحليل التجمعات
Collective Biography	السيرة التجميعية
Colligation	معامل التجميع
Controlled Sample	العينة المقيدة
Convention	عرف
Convergent Method	الطريقة التقاريية
Convergent Series	المتسلسلات التقاربية
Coomb's Criterion	محك كومب (انتحديد عدد العوامل)
Correction for Continuity	تصميح الاستمرار
Correction of Guessing	تمحيح لأتخمين
Correlated Group Factors	العوامل الطائفية المترابطة
Correlated	مترابط
Correlation and Causation	الملالة والعلية
Correlation Coefficient	معامل الارتباط
Correlation Matrix	مصغوفة الارتباط
Correlation Ratio	نسبة الارتباط
Correlation	الارتباط
Correspondence	تحيين أو نتاظر
Cosine	جتا (جيب تملم الزاوية)
Co-Variance	تبلين مشترك
Covarimin	أسلوب للتدوير المائل

Credibility

Criterion Analysis

Critical Level

Critical Ratio

Critical Ratio

Critical Region

Critical Rotation

Critical Rotation

Critical Rotation

Critical Value

Cross Sectional

Cross Sectional

المسوح المستعرض المسوح المستعرض. Cross-Validation حبدر تكميبي جدر تكميبي

Cumulative Frequencies and Cumulative Percentage Distribution للنوزيمات للتكرارية المنجمعة والمنجمعة النسبي

Curve Fitting منطى تكران نظري للملالة المنطية للملالة المنطية

Data Analysis تحليل البيانات تجهيز البيانات **Data Processing** أساليب النقويم والتأريخ **Dating Methods** العشير ات Deciles Decimal fraction کسر عشری الطريقة المشرية Decimal (or denary) system صنع القرارات **Decision Making** Decision Theory نظرية القرارات Deduction الاستنباط /الاستقراء درجات الحربة Degrees of Freedom درجات حرية التباين الكبير Degrees of Freedom for Greater Variance الإحمياء السكاني Demography Denominator مقام Descriptive Statistics الإحصاء الوصفي Descriptive Validity المندق الوصنفي Determinant محدد Deterministic النماذج المحددة Definition التعريف الدراسة التتبعية Diachronic الخلية القطرية Diagonal Cell مصفوفة قطرية Diagonal Matrix الطريقة القطرية Diagonal Method نتبع قطري (في الطريقة القطري) Diagonal Saturation الثائي Dichotomous Difference Function دالة الفروق الامتدادات أم الأبعاد Dimensions تأثير مباشر Direct Effect الاختيار المباشر من الملف Direct File Sampling قطريقة المبائدة Direct Method منتاسب طريباً Direct proportional Direct proportionality تتاسب طر دی Direct Standardization طريقة المعايرة المداشرة Directional Hypothesis الغرض الموجه القيم المنقطعة Discrete Value

Discriminant

تحليل التمايز

Distracter	الاحتمالات المشوشة
Distribution-Free Statistics	الإحصاءات اللاتوزيعية
Distributive law	قانون التوزيع
Division	قسمة
Divisor	مقسوم عليه
Dixon's test	اختبار ديكسون
Double Cross-Validation	صدق مستعرض مزدوج
Double Factors	عوامل نثلثية
Dummy Variable Multiple Regression	تحليل الانحدار المتعدد باستخدام
	المتغيرات الرمزية
Dummy Variables	المتغيرات الرمزية
Duplicate ratio	مربع النسبة-نسبة تربيعية
Dynamic programming	البرمجة الديناميكية

E

Econometrics	الاقتصاد القواسي
Educational Measurement	القياسات التطيمية
Educational Quotient	النسبة التطيمية
Effect	نتيجة أو أثر
Efficiency	. الكفاحة
Eigenvalue or eigen root	المخر الكامن
Empirical Evidence	الدلميل الإمبريقي
Empirical Validity	الصدق التجريبي
Endogenous Variables	المتغيران الداخليان

Enumeration العبد Equivalence نكقه Error Level of the test مستوى خطأ الاختبار تباين الخطأ Error Variance Estimation التاتبير Ethno history التاريخ القافي Evolution استخراج الجذور Exact Hypothesis الغريش المعين **Exact Significance level** مستوى المعتوبة الحقيقي Exact حقوقى Excessive Skewed التواء مغرط Exercise or practice الأسئلة الندرسة المتغيرات الخارجية Exogenous Variables **Expectancy Chart** الجدول المرتقب Expected Value القيمة المتوقعة Experiment التجرية Experimental Control الضبط التجريبي Experimental Designs التصميمات التجريبية المختلفة Experimental Hypothesis للغرض التجريبي النماذج التضورية **Explanatory Models** Explanatory البحوث الإستكشاقية Exploratory Data Analysis (EDA) الأساليب الكشفية في تحليل البيانات مطابقة البيانات للدفلة الأسبة **Exponential Function** Exponential model النموذج الأسي

استغراج الجذور

Extraction of roots

F

Face Validity الصدق السطحى Fact Analysis التحليل التصنيفي العامل Factor التحليل العاملي **Factor Analysis** Factorial Structure بناء عاملي للصدق العاملي Factorial Validity Factorisation التحليل إلى العوامل Factors of Unreliability عو لمل مغترية Fallacy of Affirming the Consequent مغالطة تأبيد المركب Farced Choice Method طريقة الإختيار الإجباري F-Dist توزيع ف Feedback Models نماذج التغذية للراجعة أرقلم Figures (or digits) Fisher test اختبار فيشر Fitting a parabola مطافة البيانات لدالة القطع المكافئ خط الإتحدار المناسب لمجموعة من البيانات ذات - Fitting Regression Line to Data المتغيرين أو توفيق خطوط الاتحدار Fitting تهيئة **False Partialing** عزل الأثر الوهمي Floating Mean المتوسط المتحرك Form مبيفسة طريقة إضافة المتغيرات على التوالي Forward (stepwise) Inclusion

Fourfold or phi Coefficient معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (معامل فاي) F-Ratio نسبة ف Fraction کسر Fractional کسری Frequencies تكرارات Frequency Curve المنحنى التكراري Frequency Polygon المضلع التكراري Frequency للمنهج التكراري Function دالية Fundamental أسلسي

G

Game Theory نظرية المباريات Gasport model نموذج جومبيرتز General Factor الماءل العلم General Hypothesis الفرمش الملم General Linear Model التماذج الخطية العامة Geometric Mean ، وسط هندسی Geometric Model النموذج الهندسي Gendix of Correlation المؤشر الجينى للارتباط Gene Concentration Ratio نسبة التركيز لجيني General Ability القرة العامة

Goodman and Kruskal's Coefficient
of Ordinal AS Ociaito
Grade Equivalent Norms
Graphic Rotation
Graphical Presentation
Greatest common factor
Group
Group Factor Method

Group Factors
Guttman's Coefficient of predictability

معامل الاقتران الرتبي لجودمان وكروسكال معايير الفرق الدراسية تدوير معاور بالرسم المرض البياني عامل أو قاسم مشترك أعظم جماعية الموامل المطاقعة الموامل المطاقعة الموامل المطاقعة الموامل المطاقعة

عوامل طائفية معامل التنبو اجتمان

H

Harmonic Mean
Herfindahl Index
Hierarchical Order
Hierarchy
Highly Significant
Histogram
Historical Demography
Historical Sociology
Homoscedasticity
Humphrey's rule

المترسط التواققي
دليل هررفندال
الترتيب الهرمي
الترتيب الهرمي
معنوية بدرجة كبيرة
المدرج التكراري
الديموجرافية التاريخية
الاجتماع التاريخي
تجالس التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
الاجتماع التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين التباين
التباين
التباين التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباين
التباي

H2 المير المتنور في المصفوفة العاملية الجير المتنور في المصفوفة العاملية الجير الوجية التاريخية التاريخية التاريخية التاريخية المناد متحد الأبعاد الجير الميروض المتر

Identical تطابق Identity matrix (unit matrix) مصغوفة الوحدة Ideographic perspective منظور التفرد Improper fraction كسر غير حقيقي أو كسر لفظي Incidence Rate معدل حدوث المرض Inconsistent Triad ثلاثية غير متسقة من التفضيلات Independence مسئقل Index أس Index laws قوانين القوى أو الأسس Index notation رموز أسية أرقام الفهرس Index Numbers Index of Qualitative Variation دليل الاختلاف الكيفي Individual فردية Induction الاستقراء Inexact division قسة ذات باقي-قسة غير صحيحة Inexact Hypothesis الفرضي غير المعين

Infinite series مشلة لا نهاية لها Inputs المدخلات Instructions تعليمات Integer عدد منجع

Integer Programming البرمجة بإعداد صحيح Integral operations عطيات الأعداد المنجحة

Integers as fractions أعداد منجمة على هنة كسور - كسر لفظى Interaction تفاعل Interchange شلال

Internal Consistency التجانس الدلخلي Interpolation استكمال

Interrupted time series تحليل السلاسل الزمنية المعترضة Interval estimation التقدير بفترة

Interval Scale المقياس الفتزي Intervals الفئات المتساوية

Intelligence Ouotient نسبة النكاء

Interpretation of a graph تفسير الرسم للبياتي Interview المقابلة

Intrinsic Validity الصيدق الذاتي Inverse عكسي

Inverse Matrix مصفوفة مقاوية **Inverted Factor Analysis** تحليل عاملي معكوس

Investigation الاستقصاء

Irrational numbers أعداد غير جذرية Irreducible fractions كسور لا يمكن لختزالها Isomorphism التناظر ببن الظاهرة والإعداد

J

Jaspen's Coefficient of Multiserial Correl

معامل الارتباط المتساسل المتعدد لجاسين

K

Kendall's Coefficient of Concordance Kendall's Coefficient of Consistence Kendall's Rank Correlation Coefficient Kolmogorov's test Kurtosis Known aspiration level معلمل الإنقان لكندال معلمل الإنساق لكندال معلمل ارتباط الرثب لكندال لفتيار كولموجورف الكرطح مسترى معين ملمول

l

Last common factor
Latent Root
Least Square Method
Least Squares
Lepto Kurtic
Levels or Scales of Measurement
Liberalism

مضاعف مشترك بسيط جنر كامن طريقة تصغير المربعات أدنى مريعات مديب التغرطح مقايس أو مستويات القياس درجة التحرر أو الإستقلال

Likely محتمل Lilliefors's test اختبار ليليفورز حد أو نهاية Limit Limiting Value القيمة النهائية التوزيم المتساوي Line of equal distribution Linear خطی Linear Combination التركيب الخطى النموذج الخطى Linear Model **Linear Programming** للرمجة الخطية تصيل Loading Location موقع Log-Log paper تمثيل بياتي للعلاقة بين متغيرين على ورقة Logarithms او غار بتمات Logarithmic Function مطابقة البياتات للدالة اللوغار بتمية Logic المنطق Logical Validity المندق المنطقي Logistic Model النموذج اللوجستي Long division قسمة مطولة Longitudinal Surreys المسوح الطولية التحليل الطولى Longitudinal ملطى أورنز Lorenz Curve قطرف الأقل Lower-Tailed الطرف الأبسر Left-Tailed

JI

استر بد

المضاعف المشترك الأصغر

Lower

Lowest common multiple

Lowest dimension

M

كثيرأ Many Mann-Whitney اختبار مان وينتى Matching المطابقة Mathematical Sociology علم الاجتماع الرياضي Mathematical Statistics الإحصاء الرياضي Matrix مصفوفة أتصنى ارتباط Maximal Correlation مقدر أكبر فرمسة Maximum likelihood estimator الانحراف المتوسط Mean Deviation Measurements القياسات مقليس النزعة المركزية (المتوسطات) (Measures of central tendency Measures of Kurtosis مقلبيس التفرطح Measures of position مقاييس الوضع مقايس النشنت Measures of Variation Measures of Skew ness مقايس الالتواء Median الوسيط أو الأوسط أساليب التأريخ المطلق Methods of chronometric dating Method of Least Squares طريقة المربعات الصخرى أساليب التأريخ النسبي Methods of relative dating Method of subdivided factors طريقة التقسيم المتزايد Metric قياسية Micro analytical Methodology تطيل الوحدات السخيرة Minimize خفض

Minor الاحتمال المنوالي Modal Probability المنوال أو الشاتع Mode النموذج الأسى المعدل Modified exponential نموذج جومبيرنز المعدل Modified Gompertz Moments المزوم الاقتران المطرد Monotonic أكثر تنابنا More heterogeneous أكثر انسحاماً More homogeneous اختبار القيم الأكثر احتمالأ Most Likely future criterion الأكبر قوة Most Powerful test (MP) Motivated hypothesis الفرضي المحرك ار تباط بعض أو جميم المتغيرات المستقلة ارتباطاً مرتفعاً عند تحليل Multicollinearity الإتحدار المتعدد Multifocal نظرية البورات المتعددة لترستون Multimodal Curve المنحنى المتعدد القمم Multi Model متعدد القمم Multiple Choice الإختيار من إجابات متعددة Multiple Correlation معامل الإرتباط المتعدد Multiple factor analysis نظرية العوامل المتعدة Multiple Group Factors Theory نظرية للعوامل المتعددة Multiple partial correlation الارتباط الجزئي Multiple regression الاتحدار المتعدد Multiplicity تحدد Multi Regression الاتحدار المتعدد Multiserial Correlation الارتباط المتسلسل المتحد Multi- Stage المعاينة متعددة المراحل

تصميمات متعددة الوحدات

Multi Subject Designs

N

Negatively skewed سالب الالتواء Nominal level of the test المستوى الأسمى للاختبار المقياس الاعتدالي Nominal scale Nominal significance level مستوى للمعنوية الأسمى Nondirectional القرمش غير الموجه Non-focal نظرية قلابورية ثورنديك Nonlinear programming البرمجة غير الغطية Non parametric statistics الإحساءات اللامطمية Non recursive model النملاج التبادلية أو النملاج السببية Normal Curve المنطى الاعتدالي Normal Distributions التوزيعات الإعتدالية Normal equations المعادلات المعتادة الاختبار الطبيعي Normal test Normative التصنيفي Null hypothesis غريش الحم المنتري مصغرفة صغرية Null Matrix Null probability لحتمال العدم Numerical عدبية 0

Objective tests الإختيارات الموضوعية أسلوب فتدوير المائل وضبعه كارول Oblimin مسائل Oblique تكوير مأتل Oblique rotation ملاحظة Observation تحليل عاملي معكوس Obverse analysis المنحنيات المتجمعة Ogive or cumulative frequency curves نقطة زمنية معينة One point in time One-side hypothesis الترض ثو الجانب الولح One-tail hypothesis الفرض ذو الطرف الولحد Operating characteristic curve (OC) متحتى مميز السايات Operations research بحوث السليات التوزيع الأمثل Optimal allocation Optimum time limit الزمن المناسب Ordinal الترتيبي المقياس الترتيبي Ordinal scale Orthogonal متعامد Orthogonal rotation التدوير المتعامد . 4-1 Outcome Outliers test اغتبارات القيم المتطرقة Outputs النبائج النهائية (المخرجات)

P

Paleontology علم الأحاضير Paired comparisons للمقدرات الثانية Panel studies در اسة الشريحة الكتابة أو الورقة والظم Paper and pencil Parallel tests الإختيارات المتكافئة **Parameters** معالم المجتمع Parsimony القصاء (في عند العوامل) معادلة فلقاضل الجزئي Partial differential equation تطبل المسار Path analysis مسار الإلحدار Path regression Pearson product moment correlation coefficient معامل ارتباط بيرسون (حاصل ضرب العزوم) الرنبة المينتية Percentile rank أداء Performance ممامل فاي Phi coefficient Phi-correlation معامل ارتباط فاي Point Biserial Correlation معامل الارتباط الثنائي المتسلمل الحقيقي Point estimation التقدير بقيمة المتسلسل المتعد الحقوقي Point Multiserial Correlation تعدد المدود من الدرجة (ن) Polynomial of degree n Population المجتمع المجتمع الأصلى Population Parameters موجب الالتواء Positively skewed مصفرقة شارية Post multiplied matrix Power efficiency أوة الكفاءة Power tests اختبارات القوة الإعتبارات السلية Practicability المحدية السلية Practical significance

النتعة

متخيرات منبئة (مستقلة)

Prediction

Predictor variables

Pre multiplied matrix مصفوفة مضروبة Primary factors العوامل الأولية Primary factor pattern النمط العاملي الأول طريقة المكونات الأساسية Principal component method Prior distribution توزيم قبلي Prob-value (P-value) القمة الاحتمالية Probable محتمل **Probabilistic** النماذج الاحتمالية Probabilistic hypothesis الفرض الاحتمالي Probability الاحتمالية Probability ratio نسبة الاحتمال Probability sampling المعاينة الاحتمالية Product criteria الميزان الإنتاجي Product matrix مصفوفة الناتج Product moment معامل ارتباط العزوم (معامل ارتباط بيرسون) Product moment correlation ممامل از تباط حاصیل ضبر ب العزوم Projection of variables إسقاط المتغيرات (على عوامل الدرجات العايا) Projective الإسقاطية Promax بروماكس (طريقة للتدوير الماثل وضعها هيذر كسون ووايت) الغصائص الأساسية **Properties** Proportional allocation التوزيم المنتاسب Pseudo-Measurements مقابيس غير فطية

علم النفس الرياضي

عوامل الشخور الواحد

لختبار المعنوبة البحثة

. علم القياس النفسي

Psychology Mathematical

Psychometric

P-technique

Pure significance

Q

لاربيم الأنني Qı الربيم الأعلى O₃ Quadratic programming الدمجة التربيعة **Oualitative** نوعي **Oualitative analysis** تطيل نوعي **Qualitative** data بياتات نوعية **Quality control** مراقبة الجودة **Ouantitative** کمی Quantitative analysis تحليل كمى **Quantitative history** التاريخ الكمي Quantitative variables المتغيرات الكمية **Ouantity** مقدار حكمية Ouartile اریاعی، رہیم معامل الالتواء الربيعي **Ouartile coefficient of skewness** انعراف ربيعي-انعراف إرباعي **Ouartile** deviation الربيم الأول الرباعي أدني الرباعي أول **Ouartile first** ارباعي أول- إرباعي أدني- الربيم الأول **Ouartile lower** الرباعي ثلاث- إرباعي أعلى- الربيم الثالث Ouartile third ارباعي ثالث- إرباعي أعلى- الربيم الثالث Quartile upper أسلوب للتحوير المتعامد وضبعه كارول **Ouartimax** Quartimax rotation تدوير متعامد بطريقة الكوار تهماكس أساوب للكوير المائل وضبعه كارول Quartimin تكوير مائل بطريقة الكوار تنمين **Ouartimin** rotation **Ouasi** experimental designs · تصمیمات شبه تجربیبهٔ · عينة الجسبة **Ouata** sample الاستفتاء **Ouestionnaire** نظربة صفوف الانتظار Oueuing theory

الإحصاءات البريعة

Quick statistics

Quotient Quotient accomplishment
Quotient, deviation intelligence
Quotient, deviation intelligence
Quotient educational
Quotient factorial variance
Quotient intelligence
Quotient intelligence
Quotient intelligence

R

کسر أسلسي جذري Radix fraction أساس العنبة Radix of system جدول الأرقام العشوقية Random number table Random sample العنة العثم اتبة Random sampling المعاينة المشواتية Random variable المتغير المشواتي Range المدي Rank order correlation معامل ارتباط الرئب (معامل ارتباط سيورمان) Rates المعدلات Rational expression مقدار جذري Rationalization حنف الجنور Rationalization of factors هذف جذور العوامل نسية لكير من ولعد Ratio of greater inequality Ratio of less inequality نسية أسنغر من ولعد Ratio scale المقياس السبي النسب والمعدلات Ratios and rates

Raw data الدرجات الخام مباشرة Raw score الدرجة الخام Raw values القيم الخلم Reasoning الاستدلال Reciprocal equations معلالات عكسة Reciprocal fraction كسر عكسى-- ممكوس الكسر Rectangular distribution التوزيع المستطول Rectilinear علاقة مستقمة Recurring series ساسلة دائرة Recursive models نماذج ذات اتجاه ولحد لغاز ال الكسر إلى أسخر حديه Reducing a fraction to its lowest terms Reduction of fractions لختزال الكسور Refection عكس Reference vector متجه مرجعي Regression الاتحدار معادلة الاحداد Regression equation خط الاتحداد · Regression line Regression slope ميل خط الاتحدار إهمال عامل Rejecting a factor Rejection الرفض خطأ الرفيض Rejection error منطقة الرفض Rejection region الحدرث النسبى Relative frequency Relative magnitude مقدار نسبى Relative position الفرض النسبى Reliability الثاث Reliability factor معامل الثناث

نظرية للثبات

Reliability theory

Remainder (or difference)	فرق− باقی طرح
Replacement models	نماذج الإحلال
Representative fraction	کسر ممثل
Representative sample	عينة ممثلة
Residual path coefficient	معامل المسار الخاص باليواقي
Residuals	بواقي الاتحدار
Residuals variance	تباين البواقي
Risks	نماذج المخاطرة
Robust statistics	الإحصاءات الثابتة
Rotation bionrmamin	تتوير ماثل بطريقة البينورمامين
Rotation covarimin	تدوير ماثل بطريقة الكوفاريمين
Rotation equamax	تتوير متعامد بطريقة الأكواملكس
Rotation graphic	تكوير بالرسم
Rotation oblimin	تدوير ماثل بطريقة الأوبليمين
Rotation oblique	تتوير ماثل
Rotation of axes	إدارة المحاور (تتوير المحاور)
Rotation orthogonal	تدوير متعامد
Rotation promax	نتوير ماثل بطريقة البروماكس
Rotation quartimax	تدوير متعلمد بطريقة الكوارتيملكس
Rotation quartimin	تكوير ماثل بطريقة الكوارتيمين
Rotation varimax	تدوير متعامد بطريقة الفاريماكس
Row vector	يقمه منقب

Sample العبينة Sample statistics إحصاءات العينة Sampling distribution توزيم المغاينة Sampling fraction كس المعاينة Sampling frame بطار المعاينة Sampling interval فترة المعاينة Sampling theory نظرية العينات Sampling Unit وحدة المعاينة Satisfying an equation تحقيق المعادلة Saturation تشبع Scale of notation طريقة الجبة Scale of relation مقيلس الارتباط Scaler وحدة فيأسية Scaler matrix مصفوفة الوحدة Schutz coefficient معامل شونز Scientific Research البحث العلمي Scientific simplification التبسيط الطمى Scree test اغتبار البقايا المبحرة (اتحديد عدد العوامل) Search models تماذج البحث Second order الرنبة الثانية Second order of difference الرتبة الثانية للتفاضل Semi-inter quartile range تصف البدي الريمي التأريخ التتابعي باستخدام التساسل Sequence dating through seriation Sequence dating through stratigraphic analysis التأريخ التتابعي باستغدام تطيل الطبقات

مثملة أحدد غطية Series of linear numbers عثمانية أعدد خماسية

Series of square numbers	سأسلة أعداد مريعة
Series of triangular numbers	سلملة أعداد مثلثة
Short method of division	الطريقة المختصرة القسة
Significant	دل
Significant difference	ارق ذو دلالة إحصائية
Similar	منشابه
Simple equations	معأدلات بسيطة
Simple index numbers	الأرقام القياسية البسيطة
Simple proportion	فتاسب بسيط
Simple random sampling	المعاينة العشوائية البسيطة
Simple regression	الانحدار اليسيط
Simple summation method	طريقة الجمع البميطة
Simultaneous simple structure	بناه بسيط متزلمن
Single Subject Designs	تميميمات الوحدة
Skewed Curve	المنحنى الملتوي
Skewness	الالستواء
Smirnov	المتيار سميرتوف
Social history	التاريخ الاجتماعي
Social Measurement	القياس الاجتماعي
Sometimes	أحيتا
Space	المنساء (اواخ)
Specific Ability	لكنرة الغلمبة
Specific variance	تباین نوعی (أو تباین خاص)
Specification equation	معادلة تخصيص
Square root	جذر تربيمي
Standard Deviation	الاثمراف المعياري
Standard Error	الغطأ المعياري
Standardization	المعاورة

	•
Standardized Rates	المعدلات المعيارية
Standard population	مجتمع معياري
Standard Score	الدرجات المعارية
Statical decision theory	نظرية للقرارات الاحصائية
Stochastic	النماذج العشوائية
Stratified	المعاينة العلبقية
Subjective	ذائسي
Subjective impression criteria	ميزان الانطباعات الذاتية
Subtraction	طرح
Subtrabend	المطروح
Sum	حاصل جمع- مجموع- مبلغ
Surds	الجذور المنماء
Survey	السع
Symbol	رمز -عائمة
Symmetrical expression	مقدار مشائل
Symmetrical Matrix	مصغوفة متماثلة
Synchronic	الدراسة الآتية
Syndrome	متسلازمة
System of equations	سلسلة معادلات
System of numeration	طريقة الحية

I

Table	جدول	
Table frequency	جدول تکر اري	
Table number	رقم الجدول	

Table title	عنوان الجدول
Tabulate	يجدول
Tabulation	جنولة
Target matrix	مصغوفة هنف (أو مصغوفة مستهدفة)
Target population	متجمع الهنف
Term	3-3
Terminating (or finite) decimals	كسور منتاهية
Term of (n) dimension	حد أبماده (ن)
Terms of a fraction	عدا الكسر
Terms of a ratio	حدا النسبة
Test	اختيار
Test ability	اختيار الدرة
Test achievement	اختبار تحصيلي
Test, chi-square	اختبار کلی تربیع
Test efficiency	كفاءة الاختبار
Test group	لغتبار جمعي
Test individual	الغثبار فردي
Test instructions	تطيمات الاختبار
Test of hypotheses	لغتبار الفروهن
Test of significance	اختبار الدلالة
Test of statistical significance	لغتبار الدلالة الإحصائية
Test open	الغتبار مفتوح
Test oral	اختبار شفهي
Test, paper-pencil	اختبار الورقة والقلم
Test performance	اختبار أدائي
Test power	الختبار قوة
Test projective	اختبار إسقاطي

Test psychological لختبار نفسى Test psychomotor اختبار نفسي حركي Test reliability ثنات الاختبار Test-Retest الاختيار وإعلاة الاختيار Test speed لغتيار السرعة Test standardization تقنين الإختيار Test validity مندق الاختبار Test verbal اختيار لفظي Tetra choric correlation معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric correlation معلمل الارتباط الرياعي Tetrad criterion محك الغروق الرباعية Tetrad differences فروق رباعية **Tetrad Differences equation** معادلة الفروق الرباعية Tetrad equation معادلة الفروق الرياعية The comparison of extreme groups المقارنة الطرفية The father population الخصائص الإحسائية للأصل The index of forecasting efficiency معامل فاعلية التنبؤ دعوى/تنبية Thesis The wilcoxon model for nominal-ordinal associatio نموذج ديلكوكسون للافتران الاسمى- الرتبي مقتاح الاغتيار The key of the test حصل الزيادة الطبيعية The point prevalence Three stage sampling معلينة ذات ثلاثة مرالول

The point prevalence مصل الزيادة الطبيعية
Three stage sampling مدابلة للت ثالثة مراحل
Time series
T.norm
Too homogeneous
Total sum of squares
Total variance

Training تكريب Training manual تدريب يدوي Training vocational تدريب مهنى تحويل **Transformation** Transformation of equations تحويل المعادلات Transposition تحويل المصغوفة (تحويل الصغوف لأعمدة وبالعكس) Transversal التطيل المستعرض Trend studies دراسات الاتجاء تصميمات تجرببية حقيقية True experimental designs Truncated dispersions توزيعات نالسة التوزيمات المبتورة Truncated distributions T-scores الدرجات الثابتة لغتبار ت (لقياس الدلالة الاجتماعية) T-Test محك تكر (تطيل عاملي) Tuker's criterion محك تكر (لتحديد عدد العوامل) Tuker's Phi الاختيار من لجانتين أو احتمالين Two alternatives or true false Two-By-two rotation الطريقة للثاثية للتدوير Two factor theory نظرية المأملين معاينة ذات مرجلتين Two stage sampling Two-tail hypothesis الفرض ذو الطرفين Two-way frequency table جدول توزيع تكراري مزدوج

Type II error

Typical

غطأ من النوح الثاني

نموثجى

U

Unbiasen غير مكميزة نملاج عدم التأكد Uncertainty طالب بالمرحلة الجامعية لم يتخرج بعد Undergraduate غير متساو- غير متكافئ Unequal Uni بلائة بمعنى أحادى- مغرد الاغتبار المنظم الأكبر قوة Uniformaly most powerful (UMP أحادي المتوال Unimodal توزيم لحادي المنوال Unimodal distribution أحادى القطب Unipolar Unit وجدة Unit matrix مصفوفة الوحدة Unit of inquiry وجدة البحث آرید− متفرد~ مقرد Unique مجتمع قيحث Universe of inquiry مجاهل Unknown quantities عد مجهول Unknown term Unnatural غور ملبيعي Unpredictable لا يمكن التنبو به Unscientific غورعلمي Upper quartile ارباعي أعلى- ارباعي ثالث- ربيم أعلى

U

معلاق كاdidity

Validity

Validity coefficient

Validity concurrent

معلى العمل العمل العمل العمل كالمنافئة كالمراف

Validity construct	معنق تكويني- معنق البناء
Validity content	صندق المضمون
Validity descriptive	صنق وصفي
Validity empirical	مندق عملي
Validity face	صدق سطحي
Validity factorial	صنق عاملي
Validity intrinsic	صدق ذاتي
Validity logical	صنق منطقي
Validity predictive	<u>مىدق ئتبۇي</u>
Validity statistical	صدق إحصائي
Validity test	صدق الاختبار
Value	قيمة
Value absolute	قيمة مطلقة
Vanishing of a certain value	انعدام مقدار معين
Vari	بائلة بمعنى: متعد مختلف
Vari Variable	بادئة بمعنى: متعد- مختلف متغير
Y	• • •
Variable	متغير
Variable Variable dependent	متغیر متغیر تابع
Variable Variable dependent Variable continuous	متغور متغور تابع متغیر متصل
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental	متغیر متغیر تابع متغیر منصل متغیر تجریبی
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent	متغیر متغیر تابع متغیر متصل متغیر تجریبی متغیر مستقل
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent	متغیر متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal	متغیر متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر لیمی
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance	متغیر متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کلمن متغیر لیمی تباین
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA)	متغیر دایع متغیر دایع متغیر متغیر متغیر متغیر مسئل متغیر مسئلل متغیر کلمن متغیر ایسمی تباین تباین
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA) Variance between groups	متغیر متغیر متغیر متغیر متغیر متغیر متغیر مسئل متغیر مسئل متغیر مسئل متغیر کلمن متغیر ایسمی متغیر ایسمی تعاین التباین المجموعات
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA) Variance between groups Variance common	متغیر متغیر متغیر متغیر متغیر متغیر متعمل متغیر مستقل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی متغیر اسمی تعاین التباین المجموعات تباین عام

Variance multiple analysis of التمليل المتحد التباين Variance quotient factorial نسبة الثباين العاملى Variance quotient نسبة التباين Variance within groups التبان دلغل المجموعات Variance specific تهاین نوعی- تیلین خاص Variance total تباین کلی Variance true تباين حققي Variant متتوع أو مغتلف Variation تشر متغير تغيرا عكسأ Varying inversely Vector متجه Vector matrix مصفرقة متحه Vector matrix column مصفوقة متجه عمودى Vector matrix row مصفرفة مثجه صفى Verbal لفظی أو شفهی Verbal ability التراه اللنطية Verbal ability test لغتيار فدرة تغطية Vertical رامس او عمودی Vital 48.80 Vital statistics إحصاءات حوية

كسر اعتيادي

Vulgar fraction

Ш

Width class
Within groups variance

سعة **الناة** تبأن دلغل المجموعات

X

X2- chi aquare

X= axis

کا۷– کلی تربیع معور سینی (آنتی) لِعدائی سینی

X- coordinate

Y

Y- axis

Y- coordinate

معور صادي (عمودي) إعدائي صادق - ۽

Z

Zero absolute Zero matrix صغر مطلق مصاوفة صغرية

-144-

المصادر

المراجع العربية ،

- ١ ريتشار وجونسون، دين وشريه (١٩٩٧): التحليل الإحصائى للمتغيرات المتعددة من الوجهة التطبيقية تعريب عبدالمرضى حامد عزام- المملكة العربية السعودية دار المريخ للنشر.
- ٢ صفوت فرج (١٩٨٠): التحليل العاملي في العلوم السلوكية القاهرة دار
 الفكر العربي.
- ٣ عبدالعزيز القوصى وآخرون (١٩٥٦): الإحصاء فى التربية وعلم النفس القاهرة مكتبة النهضة المصرية.
- ٤ عماد الدين محمد سلطان (١٩٦٧): التحليل العاملي القاهرة دار المعارف بمصر.
- فؤاد أبو حطب (١٩٨٣): القدرات العقلية الطبعة الرابعة القاهرة مكنبة
 الأنجلو المصرية.
- ٦ فؤاد البهى السيد (١٩٧٩): علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى الطبعة الثالثة القاهرة دار الفكر العربي.
- ٧ مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): المعاملات العلمية العملية بين النظرية والتطبيق - الثبات، الصدق، الموضوعية، المعايير - القاهرة -مركز الكتاب للنشر.
- ٨ مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): كراسة التطبيقات الإحصائية القاهرة مركز للكتاب للنشر.

٩ - مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية - القاهرة - مركز الكتاب للنشر.

 ١٠ منى أحمد الأزهرى، مصطفى حسين باهى (٢٠٠٠): أصول البحث العلمى فى البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية – القاهرة – مركز للكتاب للنشر.

المراجع الأجنبية ،

11 - Gerald Keller & Brian Werrack, Statistics For Manage ment and Economics, An Imprint Of Brooks / Cole Publishing Company.
 12 - Walter R. Borg & Meredith Damien Gall (1983) Educational Resea Rch.

رقسم الإيسداع :

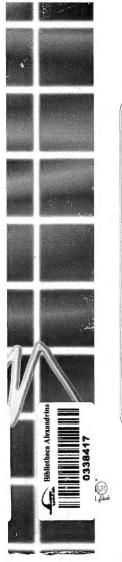
4 . . 1 / 16996

الترقيم الدولي :

977 - 294 - 237 - 2

مطابع آمسون

¢ الفيروز من ش إسماعيل أباظة لاظوغلى – القاهرة يتليفون: ۷۹٤٤٥١٧ – ۷۹٤٤٣٥



هذا الكتاب

التحليل العاملي موضوع من موضوعات الإحصاء التي قلما تناولتها الكتب .. ومن منطلق افتقار المكتبة العربية لكتاب يتناول هذا الموضوع بالبحث والدراسة الميسرة التي تيسر لكل من يريد أن يتناولها بالبحث والدراسة .. قدم لنا وللمكتبة العربية المؤلفون .. هذا الموضوع «التحليل العاملي» بطريقة سلسلة ومبسطة لكل من الدارسين والطلاب والباحثين.

ومن خلال هذا الكتاب يمكن فهم التحليل العاملي من الناحية النظرية والتطبيقية؛ فقد احتوى على جانب تنظيرى وكذلك على جانب تطبيقى من خلال أمثلة حقيقية من بداية جمع البيانات إلى نهاية التحليل، مع وضع غاذج لجميع الجداول التى توضع فى نهاية المعالجات الإحصائية.

وقد أتم المؤلفون هذا الكتاب بقاموس للمصطلحات الإحصائية التي يمكن الاستعانة بها في تفسير بعض التحليلات الإحصائية لكي يستعين بها الدارسين والطلاب والباحثين في دراستهم.

راجين أن يتنفعوا من علم هذا الكتاب ... والله الموفق.

الناشر

